



TUGAS AKHIR - SS 145561

**PERAMALAN NILAI TUKAR NELAYAN DI JAWA TIMUR
TAHUN 2018 DENGAN MENGGUNAKAN
*ARIMA BOX-JENKINS***

AlifaKhairani
NRP 10611500000122

Pembimbing
Dr. WahyuWibowo,S.Si, M.Si

**Program Studi Diploma III
Departemen Statistika Bisnis
Fakultas Vokasi
Institut Teknologi Sepuluh Nopember
Surabaya 2018**



TUGAS AKHIR - SS 145561

**PERAMALAN NILAI TUKAR NELAYAN DI JAWATIMUR
TAHUN 2018 DENGAN MENGGUNAKAN
ARIMA *BOX-JENKINS***

AlifaKhairani
NRP 10611500000122

Pembimbing
Dr. WahyuWibowo, S.Si, M.Si

**Program Studi Diploma III
Departemen Statistika Bisnis
Fakultas Vokasi
Institut Teknologi Sepuluh Nopember
Surabaya 2018**



FINAL PROJECT - SS 145561

**FORECASTING FISHERMAN EXCHANGE RATE
IN EAST JAVA 2018 USING
ARIMA *BOX-JENKINS***

Alifa Khairani
NRP 10611500000122

Supervisor
Dr. Wahyu Wibowo, S.Si, M.Si

**Study Program Diploma III
Departement Of Business Statistics
Faculty Of Vocations
Institut Teknologi Sepuluh Nopember
Surabaya 2018**

LEMBAR PENGESAHAN

PERAMALAN NILAI TUKAR NELAYAN DI JAWA TIMUR TAHUN 2018 DENGAN MENGGUNAKAN ARIMA BOX-JENKINS

TUGAS AKHIR

Diajukan Untuk Memenuhi Salah Satu Syarat
Memperoleh Gelar Ahli Madya Pada
Departemen Statistika Bisnis
Fakultas Vokasi
Institut Teknologi Sepuluh Nopember

Oleh :

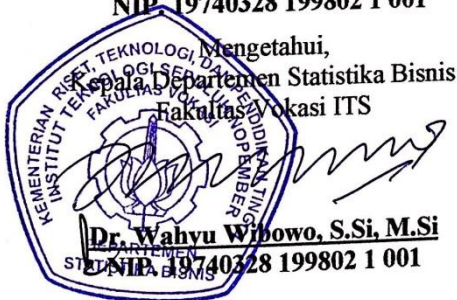
ALIFA KHAIRANI
NRP 10611500000122

SURABAYA, 6 JUNI 2018

Menyetujui
Pembimbing Tugas Akhir



Dr. Wahyu Wibowo, S.Si, M.Si
NIP. 19740328 199802 1 001



PERAMALAN NILAI TUKAR NELAYAN DI JAWA TIMUR TAHUN 2018 DENGAN MENGUNAKAN ARIMA *BOX-JENKINS*

Nama : Alifa Khairani
NRP : 10611500000122
Departemen : Statistika Bisnis Fakultas Vokasi ITS
Pembimbing : Dr. Wahyu Wibowo, S.Si, M.Si

Abstrak

Nilai Tukar Nelayan (NTN) adalah rasio indeks harga yang diterima nelayan dengan indeks harga yang dibayar nelayan dan dinyatakan dalam presentase. Jawa Timur merupakan provinsi yang memiliki kawasan laut hampir empat kali luas daratannya. Wilayah laut yang luas perairan di Jawa Timur mengakibatkan perairan menyimpan sumber daya alam yang melimpah. Hal ini menunjukkan bahwa Jawa Timur memiliki peluang yang besar pengembangan usaha perikanan. Diketahui pada tujuh tahun terakhir NTN Jawa Timur berada diatas 100, hal ini menunjukkan tingkat kemampuan tukar produk perikanan yang dihasilkan nelayan lebih besar daripada barang/jasa yang dibutuhkan untuk konsumsi dan produksi rumah tangga nelayan. Namun demikian, pergerakan NTN relatif stagnan pada empat tahun terakhir. NTN yang mengalami fluktuasi tersebut membuat pemerintah berupaya terus meningkatkan potensi di sektor perikanan. Oleh karena itu, peramalan NTN di Jawa Timur pada tahun 2018 sangat diperlukan sebagai salah satu langkah dalam bahan pertimbangan dan acuan kebijakan untuk meningkatkan Nilai Tukar Nelayan sesuai dengan nilai target yang telah ditetapkan dan juga memperoleh gambaran perubahan kesejahteraan nelayan di Jawa Timur. Model yang didapatkan pada NTN adalah ARIMA (0,1,[12]). Hasil ramalan yang didapatkan mengalami kenaikan dari tahun sebelumnya.

Kata Kunci : *ARIMA Box-Jenkins*, Jawa Timur, Nilai Tukar Nelayan

FORECASTING FISHERMAN EXCHANGE RATE IN EAST JAVA 2018 USING ARIMA BOX-JENKINS

Name : Alifa Khairani
NRP : 10611500000122
Departement : Business Statistics Faculty of Vocations ITS
Supervisor : Dr. Wahyu Wibowo, S.Si, M.Si

Abstract

Fisherman Exchange Rate (NTN) is an index ratio of price received by fisherman with price index that paid by fisherman and defined with percentage. East Java is a province which i's sea areas has nearly four times larger than its lands. The vast area of waters in East Java resulted in abundant natural marine resources. It shows that East Java has a great opportunities of fishery business development. Known in the last seven years East Java's NTN is above 100, this indicates the level of exchangeability of fishery products by fisherman greater than goods or service needed for consumption and production of fisherman household. Nevertheless, the movement of NTN has been relatively stagnant in the last four years. NTN that experiencing such fluctuation makes the government seeks to continue to increase the fishery sector potential. Therefore, the forecasting of NTN in East Java in 2018 is indispensable as one step in consideration and policy reference to grow the Fisherman Exchange Rate in accordance with the target values that has been set and get a vision about welfare of the fisherman changes in East Java. The obtain for NTN is ARIMA (0,1,[12]). The result of the prediction shows that the NTN to be increase than previous year.

Keywords : ARIMA Box-Jenkins, East Java, Fisherman Exchange Rate

KATA PENGANTAR

Puji syukur kehadiran Allah SWT yang telah memberikan rahmat, taufiq dan hidayah-Nya yang tidak pernah berhenti sehingga penulis dapat menyelesaikan laporan Tugas Akhir yang berjudul **“PERAMALAN NILAI TUKAR NELAYAN DI JAWA TIMUR TAHUN 2018 DENGAN MENGGUNAKAN ARIMA BOX-JENKINS”**.

Terlaksananya penyusunan laporan ini tidak lepas dari bantuan, arahan, dan petunjuk berbagai pihak. Oleh karena itu penulis mengucapkan terima kasih kepada :

1. Bapak Dr. Wahyu Wibowo, S.Si, M.Si., selaku dosen pembimbing dan Kepala Departemen Statistika Bisnis Fakultas Vokasi ITS yang telah mengarahkan dan memberikan dukungan bagi penulis untuk dapat menyelesaikan Tugas Akhir.
2. Ibu Ir. Sri Pingit Wulandari, M.Si, selaku, dosen penguji sekaligus sebagai validator dan Kepala Program Studi Diploma III Departemen Statistika Bisnis Fakultas Vokasi ITS yang telah memberikan saran dan perbaikan pada Tugas Akhir ini.
3. Ibu Mike Prastuti, S.Si, M.Si selaku dosen penguji atas saran dan kritikan yang membangun dalam menyelesaikan Tugas Akhir ini.
4. Bapak Dr. Brodjol Sutijo Suprih Ulama, M.Si, selaku Sekretaris Departemen Statistika Bisnis Fakultas Vokasi ITS yang telah memberikan informasi serta memfasilitasi penulis dan mahasiswa lain terkait Sidang Tugas Akhir.
5. Ibu Lucia Aridinanti selaku dosen wali yang telah memberikan nasehat, motivasi, serta bimbingan kepada penulis selama penulis menempuh pendidikan.
6. Bapak dan Ibu Dosen Departemen Statistika Bisnis Fakultas Vokasi ITS yang telah memberikan ilmu, beserta seluruh karyawan Departemen Statistika Bisnis Fakultas Vokasi ITS

7. Ayah, Ibu, dan semua keluarga atas doa, kasih sayang, dukungan, semangat yang telah diberikan untuk penulis sehingga dilancarkan dalam menyelesaikan Tugas Akhir ini.
8. Mbak Azalia, Amylia, Era, Henni dan Rianis yang telah memberikan dukungan dan motivasi menyelesaikan Tugas Akhir.
9. Teman-teman “Anak Kece”, Ayul, Ayus, Dimas, Dinar, Dimas, Doni, Novita dan Rama yang selalu memberi dukungan, menghibur, dan memotivasi penulis untuk menyelesaikan Tugas Akhir.
10. Teman-teman HEROES Angkatan 2015 yang telah bekerja sama dengan baik selama penulis menempuh pendidikan, serta memberikan pengalaman dan kenangan yang berharga bagi penulis.
11. Semua pihak yang telah memberikan dukungan yang tidak dapat disebutkan satu persatu oleh penulis.

Akhir kata penulis menyadari bahwa penulisan Tugas Akhir ini masih jauh dari kesempurnaan, oleh karena itu penulis mengharapkan kritik dan saran yang membangun demi perbaikan isi laporan ini. Harapan penulis bahwa laporan Tugas Akhir ini dapat memberikan kebermanfaatan kepada berbagai pihak.

Surabaya, 21 Mei 2018

Penulis

DAFTAR ISI

	Halaman
HALAMAN JUDUL	i
LEMBAR PENGESAHAN	iii
ABSTRAK	v
ABSTRACT	vii
KATA PENGANTAR	ix
DAFTAR ISI	xi
DAFTAR TABEL	xiii
DAFTAR GAMBAR	xv
DAFTAR LAMPIRAN	xvii
BAB I PENDAHULUAN	
1.1 Latar Belakang	1
1.2 Rumusan Masalah.....	3
1.3 Tujuan.....	4
1.4 Manfaat.....	4
1.5 Batasan Masalah	4
BAB II TINJAUAN PUSTAKA	
2.1 Analisis <i>Time Series</i>	5
2.1.1 Stasioneritas	5
2.1.2 <i>Autocorrelation Function</i> (ACF) dan <i>Partial Autocorrelation Function</i> (PACF).....	6
2.1.3 Model-model ARIMA.....	7
2.1.4 Identifikasi Model ARIMA <i>Box-Jenkins</i>	10
2.1.5 Estimasi Parameter.....	10
2.1.6 Asumsi Residual	13
2.1.7 Kriteria Model Terbaik	15
2.2 Nilai Tukar Nelayan	16
BAB III METODOLOGI DAN PENELITIAN	
3.1 Sumber Data	19
3.2 Variabel Penelitian	19
3.3 Langkah Analisis dan Diagram Alir Analisis Data	20

BAB IV ANALISIS DAN PEMBAHASAN

4.1	Karakteristik Nilai Tukar Nelayan di Jawa Timur	25
4.2	Peramalan Nilai Tukar Nelayan Jawa Timur dengan Menggunakan ARIMA <i>Box-Jenkins</i>	27
4.2.1	Identifikasi Model ARIMA <i>Box-Jenkins</i>	27
4.2.2	Estimasi Model Nilai Tukar Nelayan	29
4.2.3	Pengujian Model Nilai Tukar Nelayan Jawa Timur	30
4.2.4	Pengujian Asumsi Residual	32
4.2.5	Nilai Akurasi Model	34
4.2.6	Peramalan Nilai Tukar Nelayan di Jawa Timur	35

BAB V KESIMPULAN DAN SARAN

5.1	Kesimpulan	39
5.2	Saran	39

DAFTAR PUSTAKA	41
-----------------------------	----

LAMPIRAN	43
-----------------------	----

BIODATA PENULIS

DAFTAR TABEL

	Halaman
Tabel 2.1 Tabel Transformasi <i>Box-Cox</i>	6
Tabel 2.2 Kriteria ACF dan PACF pada Model ARIMA	10
Tabel 3.1 Struktur Data Peramalan Nilai Tukar Nelayan	19
Tabel 3.2 Struktur Data Peramalan Nilai Tukar Nelayan (Lanjutan)	20
Tabel 4.1 Hasil Pengujian Parameter	31
Tabel 4.2 Hasil Uji Residual <i>White Noise</i>	33
Tabel 4.3 Hasil Uji Residual Berdistribusi Normal	34
Tabel 4.4 Nilai Akurasi Model	34
Tabel 4.5 Hasil Ramalan Nilai Tukar Nelayan	36
Tabel 4.6 Perbandingan Nilai Tukar Nelayan Tahun 2017 dan 2018.....	37

DAFTAR GAMBAR

	Halaman
Gambar 3.1 Diagram Alir	22
Gambar 3.2 Diagram Alir (Lanjutan)	23
Gambar 4.1 <i>Time Series</i> Plot Nilai Tukar Nelayan di Jawa Timur	25
Gambar 4.2 Rata-Rata Nilai Tukar Nelayan di Jawa Timur	26
Gambar 4.3 <i>Box-Plot</i> Nilai Tukar Nelayan di Jawa Timur	27
Gambar 4.4 <i>Box-Cox</i> Plot Nilai Tukar Nelayan	28
Gambar 4.5 Plot ACF Nilai Tukar Nelayan	28
Gambar 4.6 <i>Time Series</i> Plot Setelah <i>Differencing</i>	29
Gambar 4.7 (a) Plot ACF, (b) Plot PACF Setelah <i>Differencing</i>	30
Gambar 4.8 <i>Time Series</i> Plot Data <i>Out Sample</i> dengan Hasil Ramalan.....	35
Gambar 4.9 Plot Data Nilai Tukar Nelayan di Jawa Timur dengan Hasil Ramalan	36
Gambar 4.10 Perbandingan Nilai Tukar Nelayan dengan Tahun Sebelumnya	38

DAFTAR LAMPIRAN

	Halaman
Lampiran A1	Data Nilai Tukar Nelayan Jawa Timur 43
Lampiran A2	Surat Permohonan Pengambilan Data..... 44
Lampiran A3	Surat Keterangan Pengambilan Data 45
Lampiran A4	Surat Pernyataan Keaslian Data 46
Lampiran B1	<i>Output Autocorrelation Function</i> Sebelum <i>Differencing</i> 47
Lampiran B2	<i>Output Autocorrelation Function</i> Sebelum <i>Differencing</i> (Lanjutan)..... 48
Lampiran B3	<i>Output Autocorrelation Function</i> Setelah <i>Differencing</i> 49
Lampiran B4	<i>Output Autocorrelation Function</i> Setelah <i>Differencing</i> (Lanjutan)..... 50
Lampiran C1	<i>Output Partial Correlation Function</i> Setelah <i>Differencing</i> 51
Lampiran C2	<i>Output Partial Correlation Function</i> Setelah <i>Differencing</i> (Lanjutan)..... 52
Lampiran D1	<i>Syntax</i> Model ARIMA([2],1,0) 53
Lampiran D2	<i>Syntax</i> Model ARIMA ([2],1,[12]) 54
Lampiran D3	<i>Syntax</i> Model ARIMA (0,1,[12]) 55
Lampiran E1	<i>Ouput</i> Model ARIMA ([2],1,0)..... 56
Lampiran E2	<i>Ouput</i> Model ARIMA ([2],1,[12]) 56
Lampiran E3	<i>Ouput</i> Model ARIMA (0,1,[12])..... 57
Lampiran F1	Perhitungan Manual Berdistribusi Normal ARIMA (0,1,[12])..... 57
Lampiran F2	Perhitungan Manual Berdistribusi Normal ARIMA (0,1,[12]) (Lanjutan) 58
Lampiran F3	Perhitungan Manual Berdistribusi Normal ARIMA (0,1,[12]) (Lanjutan) 59
Lampiran G1	Perhitungan Manual RMSE ARIMA (0,1,[12]) 60
Lampiran G2	Perhitungan Manual sMAPE ARIMA 0,1,[12])..... 60

	Halaman
Lampiran G3	
Perhitungan Manual sMAPE ARIMA	
(0,1,[12]) (Lanjutan).....	61

BAB I

PENDAHULUAN

1.1 Latar Belakang

Wilayah kepulauan yang cukup luas dan panjang menjadi salah satu lokasi yang strategis untuk pembangunan ekonomi disektor perikanan dan kelautan. Pembangunan di sektor perikanan dan kelautan pada hakikatnya bertujuan untuk meningkatkan kesejahteraan pelaku perikanan, khususnya nelayan. Hal tersebut relevan karena secara sosial dan ekonomi, masyarakat nelayan masih tertinggal jika dibandingkan masyarakat lain karena banyak ditemukan kantong kemiskinan di wilayah pesisir (Elfrindri, 2002). Upaya yang dilakukan oleh pemerintah dalam meningkatkan kesejahteraan nelayan yaitu dengan melakukan kegiatan berupa penanggulangan kemiskinan pada masyarakat nelayan melalui peningkatan produksi. Untuk mendapatkan gambaran perubahan kesejahteraan nelayan dibutuhkan sebuah indikator yang mudah digunakan. Salah satu instrumen untuk mengukur kesejahteraan nelayan adalah dengan menggunakan Nilai Tukar Nelayan (NTN).

NTN adalah rasio indeks harga yang diterima nelayan dengan indeks harga yang dibayar nelayan dan dinyatakan dalam presentase. Secara konsepsional NTN merupakan indikator kemampuan tukar komoditas produk perikanan tangkap yang dihasilkan nelayan dengan barang atau jasa yang dikonsumsi oleh rumah tangga nelayan dan keperluan mereka dalam menghasilkan produk perikanan tangkap (Badan Pusat Statistik, 2016). Direktorat Jenderal Perikanan Tangkap (DJPT) Kementerian Kelautan dan Perikanan (KKP) menyatakan, NTN Nasional mengalami kenaikan dari 108,24 indeks tahun 2016 menjadi 111,47 indeks di triwulan III tahun 2017, atas pencapaian tersebut DJPT KKP menetapkan target NTN menjadi 112 (Direktorat Jenderal Perikanan Kementerian Kelautan dan Perikanan, 2017).

Salah satu wilayah yang memiliki kepulauan yang cukup luas dan panjang adalah Jawa Timur. Jawa Timur merupakan provinsi yang memiliki kawasan laut hampir empat kali luas daratannya dengan garis pantai kurang lebih 2.128 km. Wilayah laut yang luas perairan di Jawa Timur mengakibatkan perairan menyimpan sumber daya alam yang melimpah. Hal ini menunjukkan bahwa Jawa Timur memiliki peluang yang besar pengembangan usaha perikanan. Jika dilihat dari NTN-nya, Jawa Timur memiliki rata-rata NTN pada tahun 2012 sebesar 99,79, nilai tersebut merupakan angka yang masih rendah atau dapat dikatakan kemampuan daya beli nelayan relatif masih buruk. Pada tahun berikutnya hingga tahun 2017 rata-rata NTN di Jawa Timur berada di atas 100, hal ini menunjukkan tingkat kemampuan tukar produk perikanan yang dihasilkan nelayan lebih besar daripada barang/jasa yang dibutuhkan untuk konsumsi dan produksi rumah tangga nelayan (Badan Pusat Statistik, 2018). Namun demikian, pergerakan NTN mengalami fluktuasi pada tiap bulannya. Fluktuasi nilai NTN dalam kurun waktu tersebut, disebabkan oleh adanya perubahan dinamika beberapa faktor yang mempengaruhi penghitungan. NTN yang mengalami fluktuasi tersebut membuat pemerintah berupaya terus meningkatkan potensi di sektor perikanan. Oleh karena itu, peramalan NTN di Jawa Timur pada tahun 2018 sangat diperlukan sebagai salah satu langkah dalam bahan pertimbangan dan acuan kebijakan untuk meningkatkan Nilai Tukar Nelayan sesuai dengan nilai target yang telah ditetapkan dan memperoleh gambaran perubahan kesejahteraan nelayan di Jawa Timur.

Beberapa penelitian tentang Nilai Tukar Nelayan telah dilakukan sebelumnya oleh Viyana (2015) dengan metode regresi linear berganda, hasil dari penelitian yang dilakukan adalah rata-rata Nilai Tukar Nelayan di Kecamatan Indramayu adalah 0,8 atau di bawah satu yang artinya rumah tangga nelayan belum mampu memenuhi kebutuhan rumah tangganya dengan hanya

mengandalkan penerimaan dari perikanan dan dapat dikatakan rumah nelayan di Kecamatan Indramayu Kabupaten Indramayu kurang sejahtera. Sedangkan, faktor-faktor yang mempengaruhi adalah pendapatan perikanan dengan nilai koefisien regresi sebesar 1,099, jumlah anggota keluarga dengan nilai koefisien regresi sebesar -0,039, tingkat pendidikan formal dengan nilai koefisien regresi sebesar -0,027 dan curah jam kerja sebagai nelayan dengan nilai koefisien regresi sebesar 0,001. Penelitian berikutnya oleh Pusrawati (2016) dengan melihat nilai korelasi *pearson*, hasil dari penelitian yang dilakukan tentang hubungan alat tangkap dengan NTN nelayan tangkap di Kelurahan Bungkutoko Kecamatan Abeli Kota Kendari adalah bantuan alat tangkap sero berhubungan dengan Nilai Tukar Nelayan sebesar 1,3 dan bantuan alat tangkap bubu dan perahu bermesin berhubungan sangat kuat dengan Nilai Tukar Nelayan sebesar 1,4.

1.2 Rumusan Masalah

Nilai Tukar Nelayan adalah salah satu indikator yang dapat digunakan untuk melihat kesejahteraan rumah tangga nelayan. Diketahui selama kurun waktu empat tahun terakhir, nilai NTN Jawa Timur berada di atas 100, hal ini menunjukkan tingkat kemampuan tukar produk perikanan yang dihasilkan nelayan lebih besar daripada barang/jasa yang dibutuhkan untuk konsumsi dan produksi rumah tangga nelayan. Namun demikian, pergerakan NTN terus mengalami fluktuasi tiap bulannya pada empat tahun terakhir. Fluktuasi nilai NTN dalam kurun waktu tersebut, disebabkan oleh adanya perubahan dinamika beberapa faktor yang mempengaruhi penghitungan, oleh karena itu dalam penelitian ini akan dilakukan peramalan Nilai Tukar Nelayan di Jawa Timur dengan menggunakan *ARIMA Box-Jenkins*.

1.3 Tujuan

Berdasarkan rumusan masalah yang diperoleh maka tujuan dari penelitian ini adalah mendapatkan model peramalan terbaik dan hasil ramalan dari Nilai Tukar Nelayan di Jawa Timur tahun 2018.

1.4 Manfaat

Model peramalan yang didapatkan mampu memprediksi Nilai Tukar Nelayan di Jawa Timur, sehingga dapat dijadikan sebagai bahan pertimbangan dan acuan kebijakan untuk meningkatkan Nilai Tukar Nelayan sesuai dengan nilai target yang telah ditetapkan oleh Menteri Kelautan dan Perikanan, selain itu dari hasil ramalan dapat diperoleh gambaran mengenai perubahan kesejahteraan nelayan.

1.5 Batasan Masalah

Penelitian ini menggunakan data Nilai Tukar Nelayan bulanan di Jawa Timur mulai periode Januari 2012 sampai dengan Desember 2017.

BAB II

TINJAUAN PUSTAKA

2.1 Analisis *Time Series*

Analisis *time series* merupakan salah satu bagian metode kuantitatif dimana pendugaan masa depan dilakukan berdasarkan nilai masa lalu. Tujuan dari metode peramalan *time series* adalah menemukan pola dalam *series* data historis dan memprediksi pola tersebut ke masa depan (Markidakis, Wheelwright, & McGEE, 1999).

2.1.1 Stasioneritas

Stasioneritas adalah fluktuasi data disekitar nilai rata-rata yang konstan sepanjang horizontal sumbu waktu (t), tidak bergantung pada waktu dan varians dari fluktuasi tersebut. Stasioneritas dapat ditunjukkan untuk melakukan identifikasi data. Stasioneritas dapat dibagi menjadi dua, yaitu stasioner dalam *mean* dan stasioner dalam varians. Stasioner dalam *mean* dapat dilihat melalui plot *Autocorrelation Function* (ACF), dimana apabila plot turun cepat maka data tersebut telah stasioner dalam *mean*, tetapi apabila plot turun lambat maka data harus dilakukan *differencing* (Makridakis, Wheelwright, & McGEE, 1999). Proses *differencing* dapat dilakukan dengan menggunakan Persamaan 2.1 sebagai berikut.

$$Y_t = X_t - X_{t-1} \quad (2.1)$$

Dengan Y_t merupakan nilai setelah dilakukan *differencing*. Stasioner dalam varians dapat diketahui melalui plot *Box-Cox*, tetapi apabila data tidak stasioner dalam varians maka data ditransformasikan. Transformasi yang umum digunakan adalah transformasi *Box-Cox* dalam Persamaan 2.2 sebagai berikut ini (Wei, 2006).

$$T(X_t) = \frac{X_t^\lambda - 1}{\lambda} \quad (2.2)$$

λ adalah parameter transformasi. Nilai λ yang dipilih adalah nilai λ yang meminimumkan jumlah kuadrat residual sehingga memiliki varians yang minimum (Wei, 2006). Nilai estimasi dari λ dapat dilihat pada Tabel 2.1

Tabel 2.1 Tabel Transformasi *Box-Cox*

Nilai Estimasi	Transformasi
-1,0	$1/X_t$
-0,5	$1/\sqrt{X_t}$
0,0	$\text{Ln} X_t$
0,5	$\sqrt{X_t}$
1	X_t

2.1.2 Autocorrelation Function (ACF) dan Partial Autocorrelation Function (PACF)

Autocorrelation Function (ACF) dan *Partial Autocorrelation Function* (PACF) merupakan alat utama untuk mengidentifikasi model dari data yang akan diramalkan dalam metode *time series* (Wei, 2006). Perhitungan kovarian antara X_t dengan X_{t+k} ditunjukkan pada persamaan 2.3.

$$\gamma_k = \text{Cov}(X_t, X_{t+k}) \quad (2.3)$$

Fungsi autokorelasi untuk time-lag 1,2,3, ..., k dapat dituliskan pada persamaan 2.4 berikut.

$$\hat{\rho}_k = \frac{\sum_{t=1}^{n-k} (X_t - \bar{X})(X_{t+k} - \bar{X})}{\sum_{t=1}^n (X_t - \bar{X})^2} \quad (2.4)$$

Dimana,

$$\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n X_t$$

γ_k = fungsi autokovarians pada lag ke- k

X_t = data time series pada period ke- t

\bar{X} = rata-rata unit pengamatan

$\hat{\rho}_k$ = Nilai ACF pada lag ke-k
 n = banyaknya unit pengamatan
 k = *time lag*

Autokorelasi Parsial digunakan untuk mengukur tingkat keeratan hubungan antara pasangan data X_t dengan X_{t+k} setelah pengaruh variabel $X_{t+1}, X_{t+2}, \dots, X_{t+k-1}$ dihilangkan (Makridakis, Wheelwright, & McGee, 1999). Perhitungan nilai PACF sampel lag ke-k dimulai dari menghitung $\hat{\phi}_{11} = \hat{\rho}_1$, sedangkan untuk menghitung $\hat{\phi}_{kk}$ dilakukan dengan menggunakan Persamaan 2.5.

$$\phi_{kk} = \text{corr}(X_t, X_{t+k} | X_{t+1}, \dots, X_{t+k-1}) \quad (2.5)$$

Fungsi Autokorelasi Parsial untuk sampel pada Persamaan 2.6.

$$\hat{\phi}_{k+1,k+1} = \frac{\hat{\rho}_{k+1} - \sum_{j=1}^k \hat{\phi}_{k,j} \hat{\rho}_{k+1-j}}{1 - \sum_{j=1}^k \hat{\phi}_{k,j} \hat{\rho}_j} \quad (2.6)$$

Dimana,

$$\hat{\phi}_{k+1,j} = \hat{\phi}_{k,j} - \hat{\phi}_{k+1,k+1} \hat{\phi}_{k+1-j} \quad \text{untuk } j = 1, 2, \dots, k$$

$\hat{\rho}_{k+1}$ = fungsi autokorelasi dari sampel setelah lag ke-k

$\hat{\rho}_j$ = fungsi autokorelasi dari sampel setelah lag ke-j

2.1.3 Model-model ARIMA

Secara umum ada beberapa model *time series* yaitu model *Autoregressive* (AR), model *Moving Average* (MA), model campuran ARMA, model ARIMA, model ARIMA musiman dan model ARIMA multiplikatif.

a. Model *Autoregressive* (AR)

Model *Autoregressive* (AR) secara umum disebut ARIMA (p,0,0). Nilai pengamatan X_t bergantung pada $X_{t-1}, X_{t-2}, \dots, X_{t-p}$.

Sedangkan nilai dari koefisien autoregresif ϕ_1 mempunyai nilai terbatas (Makridakis, Wheelwright, & McGee, 1999).

$$\dot{X}_t = \phi_1 \dot{X}_{t-1} + \phi_2 \dot{X}_{t-2} + \dots + \phi_p \dot{X}_{t-p} + e_t \quad (2.7)$$

dimana,

$$\dot{X}_t = X_t - \mu$$

$\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_p$ = parameter autoregresif dari 1, 2, ..., p

e_t = nilai kesalahan pada saat t

μ = nilai konstan

b. Model *Moving Average* (MA)

Model *Moving Average* (MA) secara umum ditulis ARIMA (0,0,q). Nilai pengamatan X_t bergantung pada nilai kesalahan, dan juga kesalahan sebelumnya e_{t-q} , dengan koefisien θ_q (Makridakis, Wheelwright, & McGee, 1999).

$$\dot{X}_t = e_t - \theta_1 e_{t-1} - \theta_2 e_{t-2} - \dots - \theta_q e_{t-q} \quad (2.8)$$

Dimana,

$\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_q$ = parameter moving average dari 1, 2, ..., q

e_{t-q} = nilai kesalahan pada saat t-q

c. Model *Autoregressive Moving Average* (ARMA)

Model ARMA merupakan model gabungan antara model AR dan model MA yang kadang ditulis dengan ARIMA (p, d, q). Unsur-unsur dasar dari proses AR dan MA dapat dikombinasikan untuk menghasilkan berbagai macam model campuran (Makridakis, Wheelwright, & McGee, 1999). Sebagai contoh, persamaan 2.9 mengkombinasikan proses AR orde pertama dengan proses MA orde pertama atau ARIMA (1,0,1).

$$\dot{X}_t = \phi_1 \dot{X}_{t-1} + \dots + e_t - \theta_1 e_{t-1} + \theta_q e_{t-q} \quad (2.9)$$

Apabila nonstasioneritas ditambahkan pada campuran proses ARMA, maka model paling umum ARIMA (p,d,q) terpenuhi. Secara matematis model ARIMA (p,d,q) dapat ditulis pada Persamaan 2.10.

$$\phi_p(B)^p(1-B)^d\dot{X}_t = \theta_0 + \theta_q(B)^q e_t$$

Kerumitan selanjutnya yang dapat ditambahkan dalam model ARIMA adalah faktor musiman. Dengan cara yang sama, titik-titik unit pengamatan yang berurutan tersebut mungkin memperlihatkan sifat-sifat AR, MA, campuran ARMA atau campuran ARIMA, sehingga data yang dipisahkan oleh satu musim dapat memperlihatkan sifat-sifat yang sama. Notasi ARIMA dapat diperluas untuk menangani faktor musiman, notasi umumnya adalah ARIMA (p,d,q) (P,D,Q)^S yang mempunyai faktor regular dan musiman pengamatan waktu ke-*t*. Sehingga secara matematis model musiman ARIMA ditulis pada persamaan 2.11.

$$\Phi_P(B^s)(1-B^s)^D\dot{X}_t = \Theta_Q(B^s)e_t$$

Model ARIMA musiman multiplikatif juga dinotasikan dengan ARIMA (p,d,q) (P,D,Q)^S dengan bentuk fungsi persamaan model ARIMA multiplikatif ditunjukkan pada persamaan 2.12.

$$\Phi_P(B^s)\phi_p(B)(1-B)^d(1-B^s)^D\dot{X}_t = \theta_q(B)\Theta_Q(B^s)e_t \quad \left. \begin{matrix} (2.11) \\ (2.12) \end{matrix} \right\}$$

Dimana,

$$\dot{X}_t = Y_t - \mu$$

B = operator *back shift*

Φ_P = orde P pada koefisien komponen AR musiman

Θ_Q = orde Q pada koefisien komponen MA musiman

$(1-B)^d$ = *differencing* orde d

$(1 - B^s)^D = \text{differencing musiman s dengan orde D}$

2.1.4 Identifikasi Model ARIMA *Box-Jenkins*

Identifikasi model ARIMA *Box-Jenkins* dapat dijadikan sebagai langkah dalam mengidentifikasi adanya ketidak-stasioneran model. Kestasioneran suatu data dapat dilihat dari plot ACF yaitu koefisien autokorelasinya menurun menuju nol dengan cepat, biasanya setelah *lag* ke-2 atau ke-3. Bila data tidak stasioner maka dapat dilakukan pembedaan atau *differencing*. Tampak jelas bahwa variasi model ARIMA tidak terbatas jumlahnya. Model umum yang dikenal adalah ARIMA (p,d,q) dengan penjelasan sebagai berikut.

AR (p) = orde dari proses autoregresif

I (d) = orde pembedaan sampai deret menjadi stasioner

MA (q) = orde dari proses moving average

Petunjuk pemilihan model ARIMA dapat dilihat pada

Tabel 2.2 (Wei, 2006).

Tabel 2.2 Kriteria ACF dan PACF pada Model ARIMA

Proses	ACF	PACF
AR(p)	Turun cepat secara eksponensial	Terputus setelah lag p
MA(q)	Terputus setelah lag q	Turun cepat secara eksponensial
ARMA(p,q)	Turun cepat setelah lag (q-p)	Turun cepat setelah lag (p-q)

2.1.5 Estimasi Parameter

Salah satu metode penaksiran parameter yang dapat digunakan adalah *Conditional Least Square (CLS)*. Model AR(1) dapat dinyatakan dipersamaan 2.13.

$$X_t - \mu = \phi(X_{t-1} - \mu) + e_t \quad (2.13)$$

Dari model AR (1) tersebut dapat dilihat sebagai model regresi dengan variabel prediktor X_{t-1} dan respon X_t . Model LSE

diterapkan dengan cara mencari nilai parameter yang meminimumkan jumlah kuadrat kesalahan.

$$e_t = (X_t - \mu) - \phi(X_{t-1} - \mu) \quad (2.14)$$

Jumlah kuadrat error dari Persamaan 2.15 diperoleh sebagai berikut.

$$S_c(\phi, \mu) = \sum_{t=2}^n [(X_t - \mu) - \phi(X_{t-1} - \mu)]^2 \quad (2.15)$$

Berdasarkan prinsip metode *least square*, penaksiran ϕ dan μ dengan meminimumkan $S(\phi, \mu)$ dilakukan dengan menurunkan $S(\phi, \mu)$ terhadap ϕ dan μ kemudian disamadengankan nol (Cryer & Chan, 2008). Sehingga diperoleh nilai taksiran parameter μ dari model AR (1) ditunjukkan pada Persamaan 2.16.

$$\mu = \frac{1}{(n-1)(1-\phi)} \left[\sum_{t=2}^n X_t - \phi \sum_{t=2}^n X_{t-1} \right] \quad (2.16)$$

Sedangkan untuk n yang sangat besar, maka Persamaan 2.17 menjadi berikut

$$\frac{1}{n-1} \sum_{t=2}^n X_t \approx \frac{1}{n-1} \sum_{t=2}^n X_{t-1} \approx \bar{X} \quad (2.17)$$

Rumus tersebut dapat disederhanakan menjadi sebagai berikut.

$$\mu \approx \frac{1}{1-\phi} (\bar{X} - \phi \bar{X}) = \bar{X} \quad (2.18)$$

Untuk memperoleh taksiran parameter ϕ dari model AR(1) adalah sebagai berikut.

$$\phi = \frac{\sum_{t=2}^n (X_t - \bar{X})(X_{t-1} - \bar{X})}{\sum_{t=2}^n (X_{t-1} - \bar{X})^2} \quad (2.19)$$

Pengujian signifikansi parameter ϕ dan θ menggunakan statistik uji t dibandingkan dengan nilai tabel $t_{\alpha/2; (n-n_p)}$. Pengujian signifikansi parameter untuk AR (1) ditunjukkan pada Persamaan 2.20 sebagai berikut.

Hipotesis:

$H_0 : \phi = 0$ (Parameter AR tidak signifikan)

$H_1 : \phi \neq 0$ (Parameter AR signifikan)

Statistik Uji :

$$t_{hitung} = \frac{\hat{\phi}}{SE(\hat{\phi})} \quad (2.20)$$

dimana,

$$SE(\hat{\phi}) = \sqrt{\frac{\hat{\sigma}_\alpha^2}{\sum_{t=1}^n X_{t-1}^2}} \quad (2.21)$$

$$\hat{\sigma}_\alpha^2 = \frac{\sum_{t=1}^n (X_t - \hat{\phi}X_{t-1})^2}{(n-1)} \quad (2.22)$$

Dengan taraf signifikan α , maka H_0 ditolak jika $|t_{hitung}| >$

$t_{\alpha/2; (n-n_p)}$ atau $P_{value} < \alpha$, sedangkan pengujian untuk parameter MA (1) ditunjukkan pada Persamaan 2.23 sebagai berikut.

Hipotesis :

$H_0 : \theta = 0$ (Parameter model MA tidak signifikan)

$H_1 : \theta \neq 0$ (Parameter model MA signifikan)

Statistik Uji:

$$t_{hitung} = \frac{\hat{\theta}}{SE(\hat{\theta})} \quad (2.23)$$

dimana,

$$SE(\hat{\theta}) = \sqrt{\frac{\hat{\sigma}_\alpha^2}{\sum_{t=1}^n X_{t-1}^2}} \quad (2.24)$$

$$\hat{\sigma}_\alpha^2 = \sum_{t=1}^n \frac{(X_t - \hat{\theta}X_{t-1})^2}{(n-1)} \quad (2.25)$$

Dengan taraf signifikan α , maka H_0 ditolak jika $|t_{hitung}| > t_{\alpha/2; (n-np)}$ atau $P_{value} < \alpha$, dimana n adalah banyaknya observasi, padahal jumlah parameter dari model AR yang ditaksir ϕ sedangkan qadalah jumlah parameter dari model MA yang ditaksir θ (Wei, 2006).

2.1.6 Asumsi Residual

Setelah mengestimasi nilai-nilai parameter dari model ARIMA yang ditetapkan sementara, selanjutnya perlu dilakukan pemeriksaan untuk membuktikan bahwa model tersebut cukup memadai dan menentukan model mana yang terbaik digunakan untuk peramalan (Makridakis, Wheelwright, & McGee, 1999). Model dikatakan memadai jika asumsi dari *error* (e_t) memenuhi asumsi *white noise* dan asumsi berdistribusi normal.

1. Asumsi Residual *White Noise*

Uji asumsi *white noise* pada residual dilakukan untuk melihat apakah residual independen. Uji residual independen yang digunakan adalah uji *Ljung Box-Q* (LBQ) dengan hipotesis sebagai berikut (Wei, 2006).

Hipotesis :

$H_0 : \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_k = 0$ (residual bersifat *white noise*)

H_1 : minimal terdapat satu $\rho_k \neq 0$, untuk $k = 1, 2, 3, \dots, K$ (residual tidak *white noise*).

Statistik uji :

$$Q = n(n+2) \sum_{k=1}^K (n-k)^{-1} \hat{\rho}_k^2 \quad (2.26)$$

Dimana,

Q = nilai chi-kuadrat

n = banyaknya residual

$\hat{\rho}_k$ = ACF residual pada lag ke- k

K = lag maksimum

Pada taraf signifikansi sebesar α , H_0 ditolak apabila $Q > \chi_{\alpha, K-p-q}^2$ dimana p dan q adalah order dari model ARIMA (p, d, q) . Sedangkan pengujian residual identik atau varians konstan dilihat berdasarkan plot antara residual dan hasil nilai perkiraan. Residual dikatakan identik jika plot yang dihasilkan tidak membentuk suatu pola tertentu.

2. Asumsi Residual Berdistribusi Normal

Asumsi lain yang harus dipenuhi adalah residual berdistribusi normal. Salah satu uji yang digunakan dalam menentukan data berdistribusi normal adalah *Kolmogorov Smirnov* dengan hipotesis sebagai berikut (Daniel, 1989).

Hipotesis :

$H_0 : F(e_t) = F_0(e_t)$ (residual berdistribusi normal)

$H_1 : F(e_t) \neq F_0(e_t)$ (residual tidak berdistribusi normal)

Pada taraf signifikan sebesar α , H_0 ditolak apabila $D_{hitung} > D_{(1-\alpha, n)}$

Statistik Uji :

$$D_{hitung} = \sup_{e_t} |S(e_t) - F_0(e_t)| \quad (2.27)$$

dimana,

$S(e_t)$ = fungsi peluang kumulatif yang dihitung dari data sampel

$F_0(e_t)$ = fungsi peluang kumulatif yang dihitung dari distribusi normal

\sup_{e_t} = nilai maksimum untuk semua e_t dari $|S(e_t) - F_0(e_t)|$

2.1.7 Kriteria Model Terbaik

Penentuan model terbaik berdasarkan data *out sample* dapat dilihat berdasarkan nilai kesalahan peramalan yang dihasilkan dengan menggunakan RMSE (*Root Mean Square Error*) dan sMAPE (*Symmetric Mean Absolute Percentage Error*). Semakin kecil nilai kesalahan peramalan yang dihasilkan suatu model maka model tersebut akan semakin baik digunakan untuk meramalkan periode mendatang.

Kriteria kesalahan peramalan *Root Mean Square Error* (RMSE) merupakan kriteria pemilihan model terbaik berdasarkan pada hasil sisa ramalan yang digunakan untuk segala satuan data. RMSE digunakan dengan tujuan agar satuan pengukuran data tidak berubah, dapat dihitung dengan Persamaan 2.28 (Hyndman & Koehler 2005).

$$RMSE = \sqrt{\frac{\sum_{t=1}^n (X_t - \hat{X}_t)^2}{n}} \quad (2.28)$$

Dimana,

n = banyaknya observasi

X_t = nilai aktual pada waktu ke- t

\hat{X}_t = nilai ramalan pada waktu ke- t

Sedangkan *Symmetric Mean Absolute Percentage Error* (sMAPE) merupakan salah satu indeks yang dapat digunakan untuk mengetahui rata-rata harga mutlak dari presentase kesalahan tiap model. sMAPE digunakan untuk data yang mempunyai nilai besar dan dapat menghindari permasalahan *error* yang besar ketika nilai aktualnya melebihi nilai ramalannya atau sebaliknya. Rumus sMAPE dapat dituliskan pada Persamaan 2.29 (Hyndman & Koehler, 2005).

2.2 Nilai Tukar Nelayan

Nilai Tukar Nelayan (NTN) merupakan salah satu indikator untuk melihat tingkat kesejahteraan nelayan di pedesaan pada tahun dan bulan tertentu dibandingkan dengan tahun dasarnya. NTN dapat menjadi alat ukur kemampuan tukar barang-barang yang dihasilkan nelayan terhadap barang/jasa yang diperlukan untuk kebutuhan konsumsi rumah tangga maupun kebutuhan produksi. NTN adalah rasio antara indeks harga yang diterima nelayan (I_t) dengan indeks harga yang dibayar nelayan (I_b), yang dinyatakan dalam persentase. NTN lebih dari 100, berarti nelayan mengalami *surplus*. Kenaikan harga barang produksi relatif lebih besar dari kenaikan harga barang konsumsi dan biaya produksi. pendapatan nelayan naik lebih besar dibandingkan dengan pengeluarannya. Dengan demikian, tingkat kesejahteraan nelayan lebih baik dibanding tingkat kesejahteraan nelayan pada periode tahun dasar. NTN sama dengan 100, berarti nelayan mengalami *impas/break even*. Kenaikan atau penurunan harga produksi sama dengan presentase kenaikan atau penurunan harga barang konsumsi dan biaya produksi. tingkat kesejahteraan nelayan tidak mengalami perubahan. Sedangkan NTN kurang dengan 100, berarti nelayan mengalami defisit. Kenaikan harga produksi relatif lebih kecil dibandingkan dengan kenaikan harga barang konsumsi dan biaya produksi. Tingkat kesejahteraan nelayan pada suatu periode mengalami penurunan dibanding tingkat kesejahteraan nelayan pada periode tahun dasar.

It NTN adalah indeks harga komoditas ikan yang dihasilkan nelayan. It NTN terdiri dari penangkapan ikan di Laut, dan penangkapan ikan di Perairan Umum. Perubahan It dari waktu ke waktu menunjukkan perubahan harga dari sekelompok jenis ikan hasil tangkapan nelayan baik di laut maupun perairan umum, sehingga perubahan It dapat dipandang sebagai inflasi harga ikan di tingkat produsen.

Ib NTN merupakan indeks harga barang yang dibelanjakan oleh nelayan baik untuk kebutuhan konsumsi rumah tangga maupun kebutuhan produksi dan penambahan barang modal. Ib NTN terdiri dari Indeks Konsumsi Rumah Tangga (IKRT), dan Indeks Barang Produksi dan Penambahan Barang Modal (IBPPBM). Perubahan IKRT dari waktu ke waktu menggambarkan perubahan harga dari sekelompok barang/jasa yang dikonsumsi oleh nelayan di pedesaan untuk kebutuhan rumah tangganya, sehingga IKRT dapat dikatakan sebagai inflasi harga konsumen pedesaan untuk masyarakat nelayan. Perhitungan NTN dinyatakan dalam persamaan 2.30 sebagai berikut.

$$NTN = \frac{I_t}{I_b} \times 100 \quad (2.30)$$

dimana,

NTN = Nilai Tukar Nelayan

I_t = Indeks harga yang diterima nelayan

I_b = Indeks harga yang dibayar nelayan

Indeks harga yang diterima nelayan dan indeks harga yang dibayar nelayan didapatkan dengan menggunakan Persamaan 2.31 sebagai berikut (Badan Pusat Statistika, 2016).

$$I_t = \frac{\sum_{i=1}^m \frac{P_{ti}}{P_{(t-1)i}} P_{(t-1)i} Q_{oi}}{\sum_{i=1}^m P_{oi} Q_{oi}} \times 100 \quad (2.31)$$

dimana,

I_t = Indeks harga bulan ke-t baik I_t maupun I_b

P_{ti} = Harga bulan ke-t untuk barang ke-i

$P_{(t-1)i}$ = Harga bulan ke (t-1) untuk barang ke-i

$\frac{P_{it}}{P_{(t-1)i}}$ = Relatif harga bulan ke-t disbanding ke (t-1) untuk barang ke-i

P_{oi} = Harga pada tahun dasar untuk barang ke-i

Q_{oi} = Kuantitas pada tahun dasar untuk barang ke-i

m = Banyaknya barang yang tercakup dalam paket komoditas

BAB III

METODOLOGI DAN PENELITIAN

3.1 Sumber Data

Data yang digunakan dalam penelitian ini berupa data sekunder dari data Nilai Tukar Nelayan bulanan Jawa Timur bulan Januari 2012 sampai dengan Desember 2017 yang diperoleh secara resmi dan valid dari Badan Pusat Statistik Jawa Timur yang ditunjukkan dengan surat keterangan pada **Lampiran A2,A3 dan A4**.

3.2 Variabel Penelitian

Variabel penelitian yang digunakan pada penelitian ini adalah data Nilai Tukar Nelayan bulanan Jawa Timur periode Januari 2012 sampai dengan Desember 2017 yang dapat dilihat pada **Lampiran A1** dengan struktur data sebagai berikut.

Tabel 3.1 Struktur Data Peramalan Nilai Tukar Nelayan

Tahun	Bulan	Nilai Tukar Nelayan
2012	Januari	X_1
	Februari	X_2
	Maret	X_3

	Oktober	X_{10}
	November	X_{11}
	Desember	X_{12}
...
2017	Januari	X_{61}

Tabel 3.2 Struktur Data Peramalan Nilai Tukar Nelayan (Lanjutan)

Tahun	Bulan	Nilai Tukar Nelayan
2017	Februari	X_{62}
	Maret	X_{63}

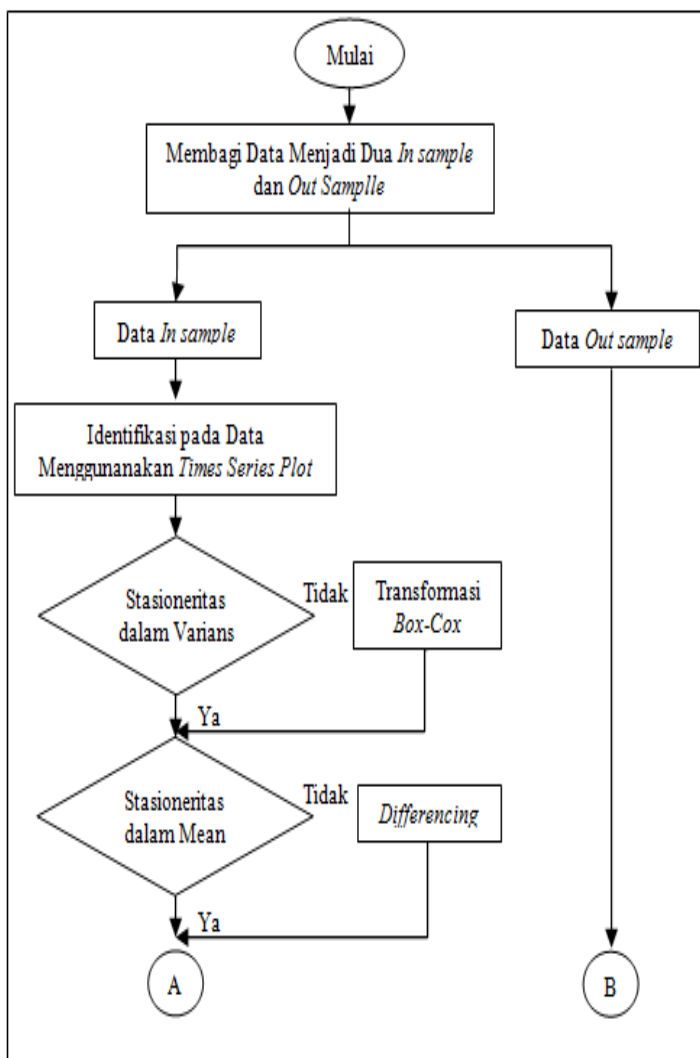
	November	X_{71}
	Desember	X_{72}

3.3 Langkah Analisis dan Diagram Alir Analisis Data

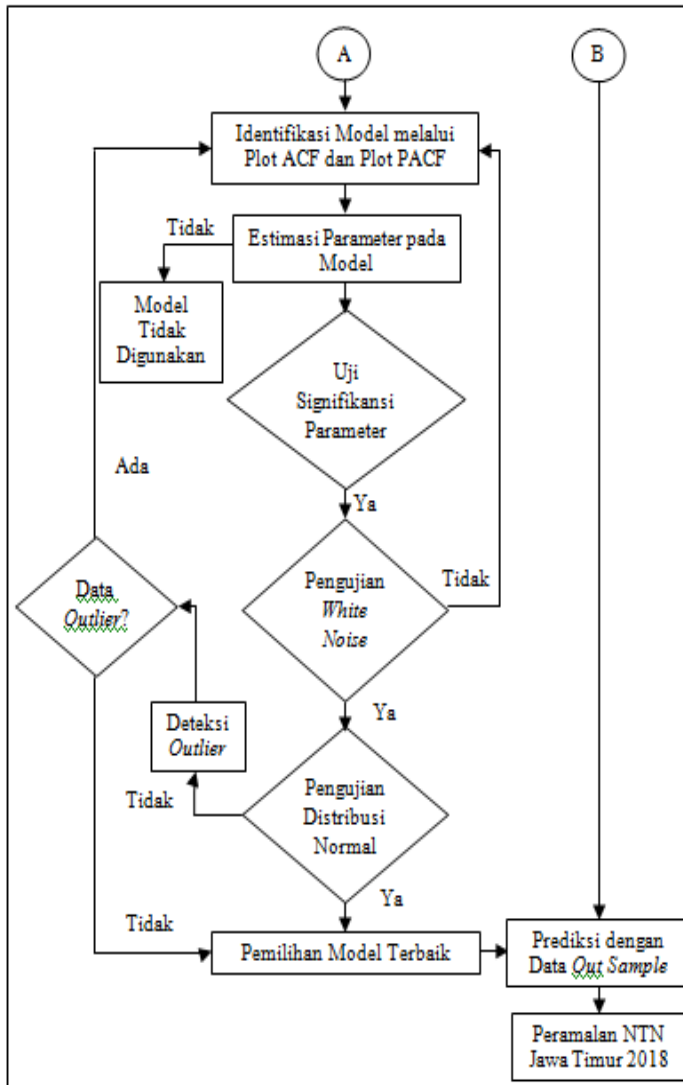
Langkah-langkah analisis data dari penelitian ini dengan menggunakan metode ARIMA *Box Jenkins* dapat dituliskan sebagai berikut.

1. Membagi data menjadi 2 yaitu data *in sample* dan data *out sample* sebagai berikut.
 - Data *in sample* adalah data Nilai Tukar Nelayan pada bulan Januari 2012 – Desember 2016
 - Data *out sample* adalah data Nilai Tukar Nelayan pada bulan Januari 2017 – Desember 2017
2. Identifikasi pola data *in sample* dengan menggunakan *Time Series* plot untuk memeriksa apakah data telah stasioner dalam varians dan mean atau tidak.
 - Apabila data tidak stasioner dalam varians, maka dilakukan transformasi
 - Apabila data tidak stasioner dalam *mean*, maka dilakukan *differencing*.
3. Identifikasi model dengan membuat plot ACF dan plot PACF dari data yang telah stasioner.
4. Menentukan pendugaan model ARIMA berdasarkan plot ACF dan plot PACF
5. Mengestimasi parameter yang digunakan
6. Melakukan uji signifikansi parameter model ARIMA

7. Melakukan uji asumsi residual
 - Pengujian asumsi *white noise*
 - Pengujian asumsi distribusi normal
 - Apabila asumsi pengujian asumsi residual *white noise* tidak terpenuhi, maka kembali pada identifikasi model melalui plot ACF dan plot PACF.
 - Apabila asumsi pengujian asumsi residual distribusi normal tidak terpenuhi, maka dilakukan deteksi *outlier* dengan cara melihat pada pengamatan ke berapa data yang *outlier*.
 8. Memilih model terbaik *out sample* dengan melihat nilai RMSE dan sMAPE terkecil.
 9. Meramalkan Nilai Tukar Nelayan di tahun 2018
- Diagram alir langkah analisis dalam penelitian ini adalah sebagai berikut.



Gambar 3.1 Diagram Alir



Gambar 3.2 Diagram Alir (Lanjutan)

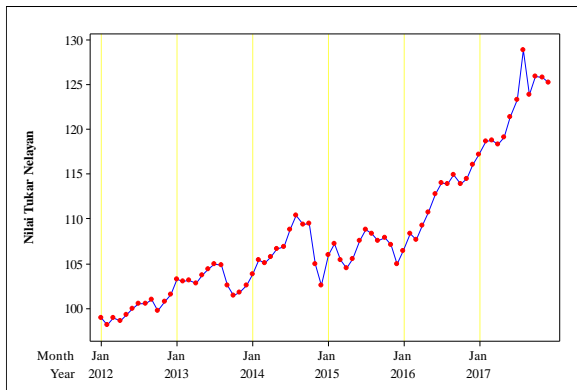
(Halaman ini sengaja dikosongkan)

BAB IV ANALISIS DAN PEMBAHASAN

Bab ini menjelaskan mengenai analisis dan pembahasan tentang peramalan Nilai Tukar Nelayan di Jawa Timur. Analisis ini dimulai dengan karakteristik data menggunakan statistika deskriptif, pemodelan ARIMA yang terdiri dari identifikasi model, pengujian model, pengujian asumsi residual dan peramalan.

4.1 Karakteristik Nilai Tukar Nelayan di Jawa Timur

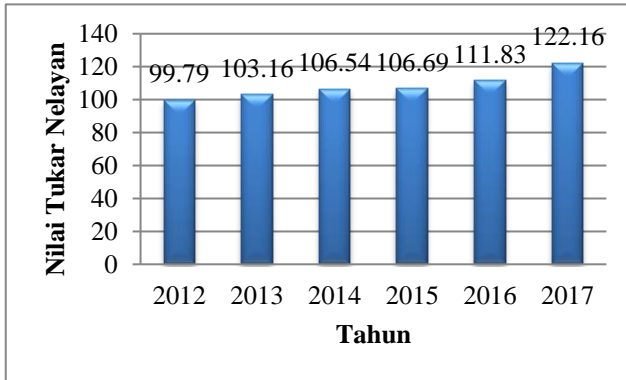
Karakteristik Nilai Tukar Nelayan di Jawa Timur mulai bulan Januari 2012 sampai dengan Desember 2017 sesuai dengan **Lampiran A1** dapat digambarkan menggunakan *time series* plot pada Gambar 4.1.



Gambar 4.1 *Time Series* Plot Nilai Tukar Nelayan di Jawa Timur

Gambar 4.1 menunjukkan bahwa Nilai Tukar Nelayan di Jawa Timur mengalami fluktuasi pada lima tahun terakhir yaitu pada tahun 2012 hingga awal tahun 2016. Kemudian pada pertengahan tahun 2016 hingga 2017 mengalami kenaikan.. Selain itu diketahui pula terdapat Nilai Tukar Nelayan yang mengalami penurunan tertinggi dan kenaikan tertinggi yaitu pada

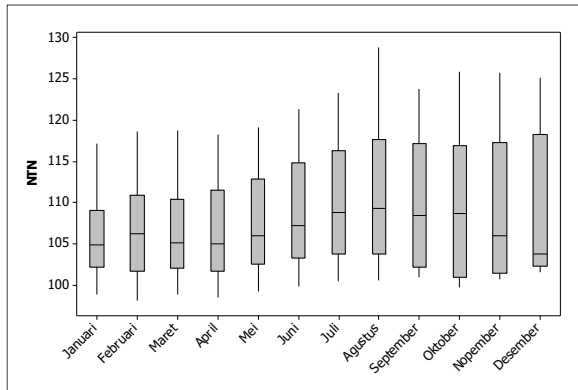
bulan **Oktober** 2015 mengalami penurunan disebabkan olehturunnya indeks harga yang diterima nelayan, sedangkan kenaikan terjadi pada bulan **Agustus** 2017 yang disebabkan oleh naiknya indeks harga yang diterima nelayan. Karakteristik selanjutnya yaitu rata-rata Nilai Tukar Nelayan di Jawa Timur yang terlihat pada Gambar 4.2



Gambar 4.2Rata-Rata Nilai Tukar Nelayan di Jawa Timur

Gambar 4.2 menunjukkan rata-rata Nilai Tukar Nelayan di Jawa Timur mulai dari tahun 2012 sampai dengan tahun 2017 mengalami kenaikan di setiap tahunnya. Berdasarkan grafik tersebut, rata-rata Nilai Tukar Nelayan tertinggi terjadi pada tahun 2017 dengan rata-rata Nilai Tukar Nelayan sebesar 122,16 dengan kenaikan rata-rata Nilai Tukar Nelayan tinggi yaitu sebesar 10,33% dari tahun sebelumnya.

Kenaikan tertinggi dan terendah setiap bulan yang terjadi selama enam tahun terakhir terhadap Nilai Tukar Nelayan di Jawa Timur dapat divisualisasikan melalui *Box-Plot* yang dapat dilihat pada Gambar 4.3



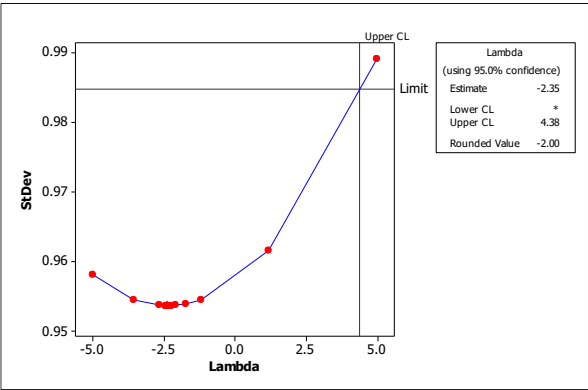
Gambar 4.3 *Box-Plot* Nilai Tukar Nelayan di Jawa Timur

Gambar 4.3 menunjukkan hawa Nilai Tukar Nelayan di Jawa Timur tertinggi terdapat pada bulan **Agustus** dengan rata-rata mencapai 111,13 sedangkan Nilai Tukar Nelayan di Jawa Timur terendah terdapat pada bulan **Januari** dengan rata-rata sebesar 105,91. Nilai Tukar Nelayan di Jawa Timur tertinggi yang terjadi pada bulan **Agustus** mencapai 128,81 dan yang terendah terjadi pada bulan **Februari** sebesar 98,132.

4.2 Peramalan Nilai Tukar Nelayan di Jawa Timur dengan menggunakan ARIMA Box-Jenkins

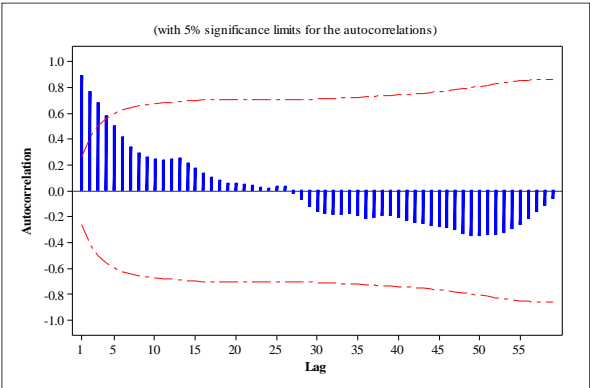
Sebelum melakukan pemodelan ARIMA, maka langkah pertama adalah membagi data menjadi 2 bagian yaitu data *in sample* sebanyak 60 data dan data *out sample* sebanyak 12 data. Data *in sample* digunakan untuk memodelkan Nilai Tukar Nelayan, sedangkan data *out sample* digunakan untuk memilih model peramalan terbaik.

Stasioneritas dalam varians dapat dilihat dari nilai λ pada transformasi *Box-Cox* yang dapat dilihat dari Gambar 4.4



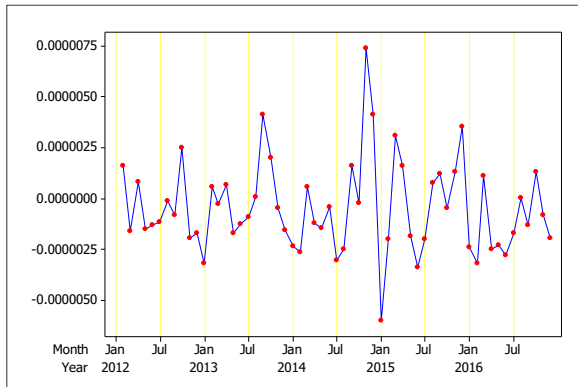
Gambar 4.4 *Box-Cox* Plot Nilai Tukar Nelayan

Gambar 4.4 menunjukkan bahwa nilai λ pada *Box-Cox* plottelah memuat nilai 1, hal tersebut dapat dilihat pada nilai batas atas sebesar 4,38 yang telah melewati 1, maka dapat dikatakan bahwa Nilai Tukar Nelayan di Jawa Timur stasioner dalam varians. Langkah selanjutnya adalah melihat kestasioneran data dalam *mean* yang dapat dilihat pada Gambar 4.5



Gambar 4.5 Plot ACF Nilai Tukar Nelayan

Gambar 4.5 menunjukkan bahwa Nilai Tukar Nelayan di Jawa Timur masih belum stasioner dalam *mean*, hal tersebut dapat dilihat karena *lag-lag* pada plot *Autocorrelation Function* (ACF) memiliki pola turun secara lambat, dimana nilai ACF didapatkan sesuai dengan Persamaan 2.6 dengan hasil yang dapat dilihat pada **Lampiran B1 dan B2** oleh karena itu, dilakukan proses *differencing*. Hasil proses *differencing* dapat dilihat pada Gambar 4.6



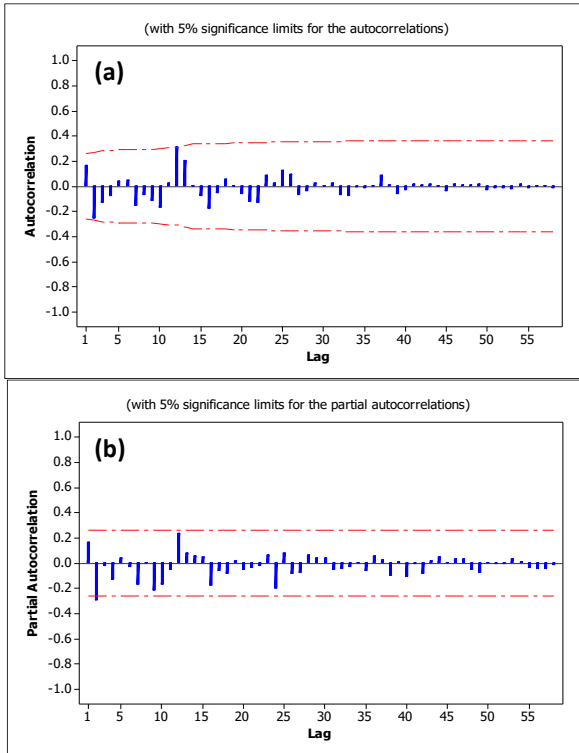
Gambar 4.6 Time Series Plot Setelah Differencing

Gambar 4.6 menunjukkan bahwa Nilai Tukar Nelayan di Jawa Timur telah stasioner dalam *mean*, hal itu dapat dilihat dari *time series* plotnya berfluktuasi secara konsisten yaitu berada disekitar suatu nilai rata-rata.

4.2.2 Estimasi Model Nilai Tukar Nelayan

Setelah didapatkan Nilai Tukar Nelayan telah stasioner dalam varians dan *mean*, langkah selanjutnya adalah menduga orde model ARIMA. Hal ini dapat dilakukan dengan melihat plot ACF dan PACF dari Nilai Tukar Nelayan yang telah stasioner dalam *mean*. Hasil plot ACF dan plot PACF setelah proses *differencing* yang dapat dilihat pada Gambar 4.6 dengan hasil selengkapnya dapat dilihat pada **Lampiran B3, B4, C1, dan C2**

yang menunjukkan bahwa pada plot ACF *cut off* pada lag ke 12 sehinggaterdapat indikasi model ARIMA yang subset, maka model dugaannya ARIMA yang terbentuk yaitu (0,1,[12]), pada plot PACF *cut off* pada lag ke 2 yang mengindikasikan juga model ARIMA yang subset, sehingga model dugaan yang dapat diidentifikasi yaitu ARIMA ([2],1,0).



Gambar 4.7 (a) Plot ACF, (b) Plot PACF Setelah *Differencing*

4.2.3 Pengujian Model Nilai Tukar Nelayan Jawa Timur

Setelah mendapatkan model dugaan ARIMA, maka langkah selanjutnya yaitu melakukan pengujian signifikansi parameter. Metode estimasi parameter yang digunakan yaitu *Conditional Least Square* (CLS). Pengujian parameter pada

masing-masing model ARIMA dinyatakan dengan hipotesis sebagai berikut.

Hipotesis :

$H_0 : \phi = 0$ atau $\theta = 0$ (parameter AR atau MA tidak signifikan)

$H_1 : \phi \neq 0$ atau $\theta \neq 0$ (parameter AR atau MA signifikan)

Pada pengujian ini digunakan taraf signifikan sebesar $\alpha = 0,05$ dengan keputusan H_0 ditolak jika $|t| > t_{\alpha/2, n-m}$ dan P_{value} kurang dari $\alpha = 0,05$. Sesuai dengan Persamaan 2.20 dan Persamaan 2.23 diperoleh *output* yang dapat dilihat pada **Lampiran E1, E2, dan E3** dengan *syntax* pada **Lampiran D1, D2, dan D3**. Hasil pengujian parameter yang disajikan pada Tabel 4.1

Tabel 4.1 Hasil Pengujian Parameter

Model ARIMA	Parameter	Lag	Estimasi Parameter	T_{hitung}	P_{value}	Keputusan
([2],1,0)	ϕ_2	2	-0,20853	-1,60	0,1143	Tidak Signifikan
([2],1, [12])	ϕ_2	2	-0,42176	-2,93	0,0049	Signifikan
	θ_{12}	12	-0,22148	-1,68	0,0988	Tidak Signifikan
(0,1,[12])	θ_{12}	12	-0,40444	-2,9	0,0053	Signifikan

Tabel 4.1 menunjukkan bahwa dari model dugaan ARIMA yang telah dilakukan pengujian, model ARIMA ([2],1,0) diperoleh nilai statistik uji t parameter ϕ_2 sebesar -1,60 yang lebih kecil dari $t_{0,025,57}(2,002)$ sehingga didapatkan keputusan gagal tolak H_0 atau parameter ϕ_2 tidak signifikan, hal ini diperkuat dengan melihat nilai P_{value} sebesar 0,1143 yang lebih besar dari α sebesar 0,05. Pada model ARIMA ([2],1,[12]) diperoleh nilai statistik uji t parameter ϕ_2 sebesar -2,93 yang lebih besar dari $t_{0,025,57}(2,002)$ sehingga didapatkan keputusan tolak H_0 atau parameter ϕ_2 signifikan, hal ini diperkuat dengan melihat nilai P_{value} sebesar

0,0049 yang lebih kecil dari α sebesar 0,05 namun, nilai statistik uji t pada parameter θ_{12} sebesar -1,68 yang lebih kecil dari dari $t_{0,025;57}$ (2,002) sehingga didapatkan keputusan gagal tolak H_0 atau parameter θ_{12} signifikan, hal ini diperkuat dengan melihat nilai *Pvalue* sebesar 0,0988 yang lebih besar dari α sebesar 0,05. Pada model ARIMA (0,1,[12]) diperoleh nilai statistik uji t parameter θ_{12} sebesar -2,9 yang lebih besar dari dari $t_{0,025;57}$ (2,002) sehingga didapatkan keputusan tolak H_0 atau parameter θ_{12} signifikan, hal ini diperkuat dengan melihat nilai *Pvalue* sebesar 0,0053 yang lebih kecil dari α sebesar 0,05. Berdasarkan hasil pengujian signifikansi parameter diperoleh model ARIMA yang signifikan yaitu model ARIMA (0,1,[12]). Setelah mendapatkan model dugaan yang signifikan, langkah selanjutnya adalah melakukan pengujian asumsi residual *white noise* dan berdistribusi normal.

4.2.4 Pengujian Asumsi Residual

Asumsi yang harus terpenuhi pada model ARIMA yaitu asumsi residual *white noise* dan berdistribusi normal. Pengujian untuk melihat residual telah *white noise* dapat dilakukan dengan menggunakan hipotesis dan statistik uji *Ljung-Box* sebagai berikut.

Hipotesis :

$$H_0 : \rho_{\alpha_3} = \rho_{\alpha_2} = \rho_{\alpha_1} = \dots = \rho_{\alpha_k} \text{ (residual white noise)}$$

H_1 : minimal ada satu $\rho_{\alpha_k} \neq 0$ untuk $k = 1, 2, \dots, K$ (residual tidak *white noise*)

Pengujian ini menggunakan taraf signifikan sebesar $\alpha = 0,05$ dengan keputusan H_0 ditolak jika $Q > \chi^2_{(\alpha; k-p-q)}$ dan *Pvalue* kurang dari $\alpha = 0,05$. Sesuai dengan Persamaan 2.26 diperoleh *output* pada **Lampiran E3**. Hasil uji *Ljung-Box* pada masing-masing model yang telah signifikan dapat dilihat pada Tabel 4.2

Tabel 4.2 Hasil Uji Residual *White Noise*

Model Arima	Lag	Q	DF	$\chi^2_{(0,05;df)}$	P _{value}	Keputusan
(0,1,[12])	6	8,36	5	11,071	0,137	White Noise
	12	11,23	11	19,675	0,424	White Noise
	18	17,43	17	27,587	0,423	White Noise
	24	22,16	23	36,415	0,510	White Noise

Tabel 4.2 menunjukkan bahwa pada model ARIMA (0,1,[12]) telah memenuhi asumsi residual *white noise*, karena didapatkan nilai statistik uji Q pada lag ke-1 hingga lag ke-6 sebesar 8,36 yang lebih kecil dari $\chi^2_{(0,05;5)}$ (11,071) dan diperkuat dengan melihat nilai P_{value} sebesar 0,137 yang lebih besar α sebesar 0,05, lag ke-7 hingga lag ke-12 didapatkan nilai statistik uji Q sebesar 11,23 yang lebih kecil dari $\chi^2_{(0,05;11)}$ (19,675) dan diperkuat dengan melihat nilai P_{value} sebesar 0,424 yang lebih besar α sebesar 0,05, lag ke-13 hingga lag ke-18 didapatkan nilai statistik uji Q sebesar 17,43 yang lebih kecil dari $\chi^2_{(0,05;17)}$ (27,587) dan diperkuat dengan melihat nilai P_{value} sebesar 0,423 yang lebih besar α sebesar 0,05, dan lag ke-19 hingga lag ke-24 didapatkan nilai statistik uji Q sebesar 22,16 yang lebih kecil dari $\chi^2_{(0,05;24)}$ (36,415) dan diperkuat dengan melihat nilai P_{value} sebesar 0,424 yang lebih besar α sebesar 0,510.

Asumsi selanjutnya yang harus dipenuhi adalah residual berdistribusi normal, hal ini dapat diketahui dengan menggunakan uji *kolmogorov smirnov*. Hipotesis yang digunakan dalam pengujian berdistribusi normal yaitu.

Hipotesis :

$H_0 : F(e_t) = F_0(e_t)$ (Residual berdistribusi normal)

$H_1 : F(e_t) \neq F_0(e_t)$ (Residual tidak berdistribusi normal)

Pengujian ini menggunakan taraf signifikan sebesar $\alpha = 0,05$ dengan keputusan H_0 ditolak jika $D > D_{n;1-\alpha}$. Sesuai

dengan Persamaan 2.27 diperoleh *output* pada **Lampiran F1, F2, dan F3**. Hasil pengujian asumsi residual berdistribusi normal dengan menggunakan uji *Kolmogorov Smirnov* dapat dilihat pada Tabel 4.3

Tabel 4.3 Hasil Uji Residual Berdistribusi Normal

Model ARIMA	D _{hitung}	$D > D_{59;0,95}$	Keputusan
(0,1,[12])	0,104	0,1771	Berdistribusi Normal

Tabel 4.3 menunjukkan bahwa model ARIMA (0,1,[12]) telah memenuhi asumsi residual berdistribusi normal, karena D_{hitung} yang diperoleh lebih kecil dari $D > D_{59;0,95}$ sebesar 0,1771. Setelah semua asumsi terpenuhi, langkah selanjutnya yaitu menghitung nilai akurasi model.

4.2.5 Nilai Akurasi Model

Nilai akurasi model dilakukan untuk melihat keakuratan model yang terbentuk. Penelitian ini menggunakan kriteria *out sample* dengan RMSE dan sMAPE untuk melihat keakuratan model. Hasil nilai akurasi dengan kriteria *out sample* menggunakan RMSE dan sMAPE yang disajikan pada Tabel 4.4

Tabel 4.4 Nilai Akurasi Model

Model	RMSE	sMAPE
(0,1,[12])	4,635	3,126

Tabel 4.4 menunjukkan hasil nilai akurasi model berdasarkan kriteria *out sample* yaitu RMSE dan sMAPE. Hasil nilai akurasi pada model ARIMA (0,1,[12]) sesuai dengan Persamaan 2.28 dan Persamaan 2.29 sebesar 4,635% dan 3,126% dengan hasil selengkapannya dapat dilihat pada **Lampiran G1, G2 dan G3**.

Berikut ini merupakan bentuk umum model terbaik dari ARIMA (0,1,[12]) yaitu :

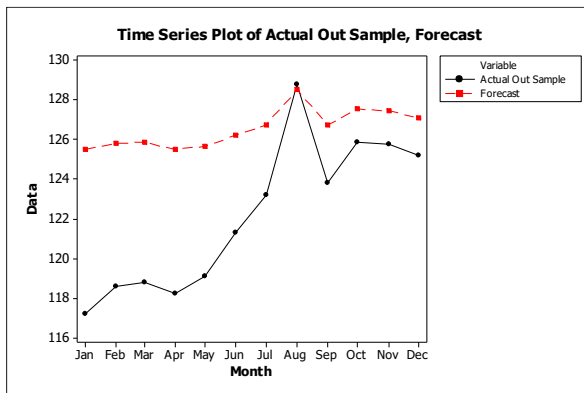
$$(1 - B)X_t = (1 - \theta_{12}B)e_t$$

$$X_t - X_t B = e_t - \theta_{12} B e_t$$

$$X_t - X_{t-1} = e_t - \theta_{12} e_{t-1}$$

$$X_t = X_{t-1} + 0,40444 e_t + e_t$$

Berdasarkan model matematis yang telah diuraikan, diketahui bahwa peramalan Nilai Tukar Nelayan di Jawa Timur dipengaruhi oleh Nilai Tukar Nelayan di Jawa Timur pada kesalahan ramalan 12 bulan sebelumnya. Setelah mengetahui model terbaik dari Nilai Tukar Nelayan di Jawa Timur, maka langkah selanjutnya adalah melihat *time series* plot perbandingan antara data aktual *out sample* pada **Lampiran A1** dengan hasil ramalan yang dapat dilihat pada Gambar 4.9



Gambar 4.8 Time Series Plot Data *Out Sample* dengan Hasil Ramalan

Gambar 4.8 menunjukkan bahwa pada plot data aktual dengan ramalan mempunyai perbedaan, model yang didapatkan yaitu model ARIMA (0,1,[12]) belum bisa menangkap pola data yang terlalu ekstrim pada data *out sample*.

4.2.6 Peramalan Nilai Tukar Nelayan di Jawa Timur

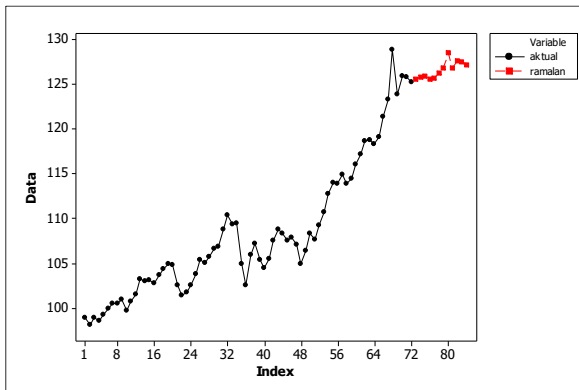
Setelah didapatkan model terbaik ARIMA (0,1,[12]), selanjutnya melakukan peramalan Nilai Tukar Nelayan satu periode ke depan. Hasil peramalan Nilai Tukar Nelayan pada tahun 2018 dapat dilihat pada Tabel 4.5 yang menunjukkan bahwa Nilai Tukar Nelayan di Jawa Timur tertinggi terjadi pada

bulan Agustus 2018, sedangkan Nilai Tukar Nelayan yang terendah terjadi pada bulan April 2018.

Tabel 4.5 Hasil Ramalan Nilai Tukar Nelayan

Bulan	Nilai Ramalan (%)	Batas Bawah	Batas Atas
Januari	125,534	122,474	128,593
Februari	125,808	121,481	130,135
Maret	125,886	120,587	131,185
April	125,505	119,386	131,623
Mei	125,655	118,814	132,496
Juni	126,228	118,734	133,722
Juli	126,742	118,648	134,836
Agustus	128,516	119,863	137,170
September	126,769	117,591	135,947
Oktober	127,542	117,867	137,216
November	127,470	117,323	137,617
Desember	127,087	116,489	137,685

Setelah diketahui nilai ramlaan satu periode kedepan, selanjutnya yaitu melihat *time series plot* pergerakan Nilai Tukar Nelayan mulai periode Januari 2012 sampai dengan Desember 2018 yang dapat dilihat pada Gambar 4.9



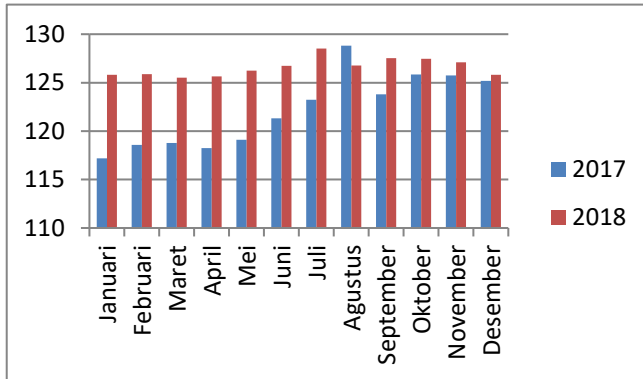
Gambar 4.9 Plot Data Nilai Tukar Nelayan di Jawa Timur dengan Hasil Ramalan

Gambar 4.9 menunjukkan bahwa pergerakan Nilai Tukar Nelayan di Jawa Timur tahun 2018 mengalami kenaikan dibandingkan dengan tahun 2017. Hasil perbandingan Nilai Tukar Nelayan tahun 2017 dengan 2018 yang dapat dilihat pada Tabel 4.6 yang menunjukkan bahwa hasil ramalan Nilai Tukar Nelayan di Jawa Timur tahun 2018 yang didapatkan dengan menggunakan model ARIMA (0,1,[12]), Nilai Tukar Nelayan di Jawa Timur yang paling rendah diperkirakan terjadi pada bulan **April 2018**, sedangkan yang paling tinggi diperkirakan terjadi pada bulan **Agustus 2018**. Berbeda dengan tahun 2017, Nilai Tukar Nelayan di Jawa Timur yang paling rendah terjadi pada bulan **Januari 2017**. Nilai ramalan Nilai Tukar Nelayan di Jawa Timur mengalami kenaikan sebesar 4,405% dari tahun sebelumnya.

Tabel 4.6 Perbandingan Nilai Tukar Nelayan Tahun 2017 dan 2018

Bulan	Tahun 2017	Tahun 2018
Januari	117,18	125,534
Februari	118,59	125,808
Maret	118,79	125,886
April	118,25	125,505
Mei	119,12	125,655
Juni	121,31	126,228
Juli	123,23	126,742
Agustus	128,81	128,516
September	123,81	126,769
Oktober	125,85	127,542
November	125,75	127,470
Desember	125,19	127,087

Perbandingan antara kenaikan dan penurunan Nilai Tukar Nelayan di Jawa Timur dengan satu tahun sebelumnya dapat dilihat pada Gambar 4.10.



Gambar 4.10Perbandingan Nilai Tukar Nelayan dengan Tahun Sebelumnya

Gambar 4.10 menunjukkan Nilai Tukar Nelayan di Jawa Timur tahun 2018 dibandingkan dengan satu tahun sebelumnya yaitu tahun 2017. Dari grafik tersebut dapat diketahui bahwa besarnya Nilai Tukar Nelayan pada tahun 2018 secara garis besar mengalami kenaikan sebesar 4,405% dari tahun 2017, kenaikan Nilai Tukar Nelayan diduga paling tinggi yang terjadi pada bulan Agustus 2018.

BAB V

KESIMPULAN DAN SARAN

5.1 Kesimpulan

Berdasarkan analisis dan pembahasan yang telah dilakukan, didapatkan sebuah kesimpulan sebagai berikut.

1. Model terbaik dari Nilai Tukar Nelayan di Jawa Timur yaitu ARIMA (0,1,[12]) dengan persamaan model :

$$X_t = X_{t-1} + 0,40444 e_t + e_t$$

persamaan model diatas menunjukkan bahwa peramalan Nilai Tukar Nelayan di Jawa Timur dipengaruhi oleh Nilai Tukar Nelayan di Jawa Timur pada kesalahan ramalan 12 bulan sebelumnya.

2. Ramalan Nilai Tukar Nelayan yang paling tinggi terjadi pada bulan Agustus 2018, sedangkan yang paling rendah terjadi pada bulan April 2018. Ramalan Nilai Tukar Nelayan mengalami kenaikan sebesar 4,405% dari tahun sebelumnya.

5.2 Saran

Saran untuk Pemerintah Provinsi Jawa Timur setelah mengetahui prediksi Nilai Tukar Nelayan untuk periode ke depan diperlukan beberapa kebijakan dan strategi dalam meningkatkan produktivitas dan pendapatan nelayan seperti :

1. Sistem pemasaran (tata niaga perikanan) yang dibantu pemerintah akan membantu nelayan mendapatkan harga yang layak sesuai harga pasar.

Pengembangan keterampilan pengolahan hasil perikanan untuk meningkatkan nilai tambah hasil perikanan sehingga dapat meningkatkan pendapatan rumah tangga nelayan tersebut melalui pelatihan industri rumah tangga

(Halaman ini sengaja dikosongkan)

DAFTAR PUSTAKA

Badan Pusat Statistik. 2018.

<https://jatim.bps.go.id/subject/154/nilai-tukar-nelayan.html#subjekViewTab3>

Badan Pusat Statistik. 2016. *Statistik Nilai Tukar Nelayan di Provinsi Jawa Timur Tahun 2016*. Surabaya : BPS Provinsi Jawa Timur.

Cryer, J. D., & Chan, K. S. 2008. *Time Series Analysis with Application in R*. New York: Springer.

Daniel, W. W. 1989. *Statistika Non Parametrik Terapan*. Jakarta: PT.Gramedia.

Direktorat Jendral Perikanan Tangkap KKP RI. 2017. <http://www.djpt.kkp.go.id/read/djpt-kkp-siapkan-program-prioritas-bagi-nelayan-indonesia>

Elfrindri. 2002. *Ekonomi Patron Client: Fenomena Mikro Rumah Tangga Nelayan dan Kebijakan Makro*. Padang: Andalas University Press.

Hyndman, R. J.& Koehler A. B. (2005). *Another Look at Measures of Forecast Accuracy*. Australia : Monash University, Department Of Econometrics and Business Statistics.

Makridakis, S., Wheelwright, S. C., & McGee, V. E. (1999). *METODE DAN APLIKASI PERAMALAN Jilid 1* . (KEDUA ed.). (M. d. Ir. Untung Sus Andriyanto, Penerj.) Jakarta: Erlangga.

Pusrawati. 2016. Tugas Akhir. *Hubungan Bantuan Alat Tangkap dengan Nilai Tukar Nelayan Tangkap di Kelurahan Bungkutoko Kecamatan Abeli Kota Kendari*. Kendari : Universitas Halu Oleo.


- Viyana, Anisa Trias. 2015. Tugas Akhir. *Analisis Tingkat Kesejahteraan Rumah Tangga Nelayan Kecil di Kecamatan Indramayu Kabupaten Indramayu*. Surakarta: Universitas Sebelas Maret.
- Wei, W. W. 2006. *Time Series Analysis: Univariate and Multivariate Methods, 2nd edition*. New York: Pearson.

LAMPIRAN

Lampiran A1. Data Nilai Tukar Nelayan Jawa Timur

Bulan	Tahun					
	2012	2013	2014	2015	2016	2017
Januari	98,912	103,242	103,797	105,972	106.330	117,18
Februari	98,132	102,933	105,309	107,179	108.296	118,59
Maret	98,908	103,090	104,985	105,331	107.605	118,79
April	98,522	102,719	105,688	104,411	109.193	118,25
Mei	99,257	103,663	106,563	105,470	110.724	119,12
Juni	99,901	104,363	106,811	107,518	112.679	121,31
Juli	100,488	104,875	108,724	108,788	113.930	123,23
Agustus	100,535	104,835	110,365	108,299	113.918	128,81
September	100,960	102,519	109,291	107,537	114.909	123,81
Oktober	99,693	101,444	109,438	107,817	113.905	125,85
November	100,660	101,685	104,895	107,015	114.489	125,75
Desember	101,534	102,502	102,578	104,912	115.994	125,19

Lampiran A2. Surat Permohonan Pengambilan Data



KEMENTERIAN RISET, TEKNOLOGI, DAN PENDIDIKAN TINGGI
INSTITUT TEKNOLOGI SEPULUH NOPEMBER
 FAKULTAS VOKASI
DEPARTEMEN STATISTIKA BISNIS
Kampus ITS Sukolilo, Surabaya 60111
 Telp. : 031-594 3352, 031-598 4251 Fax : 031-592 2940 PABX: 1213, 1214
<http://www.statistics.its.ac.id>

Nomor : 036918/IT2.VI.8.6 / TU.00.09/2018
 Perihal : Permohonan ijin memperoleh data untuk Tugas Akhir

Kepada Yth : Kepala Badan Pusat Statistik Provinsi Jawa Timur
 Jl. Raya Kendangsari Industri No 43-44 Surabaya

Dengan Hormat,


Dalam rangka menyelesaikan studi di Departemen Statistika Bisnis - ITS, mahasiswa diwajibkan untuk melakukan Tugas Akhir. Sehubungan dengan hal tersebut, kami mohon agar mahasiswa berikut :

Nama	: ALIFA KHAIRANI
NRP	: 10611500000122
Program Studi	: Diploma III (D III)
Judul Tugas Akhir	: Peramalan Nilai Tukar Nelayan Jawa Timur Tahun 2018 dengan Menggunakan ARIMA BOX-JENKINS


diperkenankan memperoleh data dan penelitian untuk keperluan Tugas Akhir yang pelaksanaan dari kegiatan pengambilan data tersebut diperkirakan pada 8 Februari - 30 April 2018.

Demikian surat ini kami sampaikan, atas bantuan dan kerjasama yang baik, kami mengucapkan terima kasih.

22 Mei 2018
 Kepala



Dr. Wahyu Wibowo, S.Si., M.Si
 NIP. 19740328 199802 1 001



Lampiran A3. Surat Keterangan Pengambilan Data



BADAN PUSAT STATISTIK
PROVINSI JAWA TIMUR



SURAT KETERANGAN

Yang bertanda tangan dibawah ini :

N a m a : Thomas Wunang Tjahjo, M.Sc, M.Eng.
N I P : 19700329 1992 11 1 001
Jabatan : Kepala Bidang Integrasi Pengolahan dan
Diseminasi Statistik

Dengan ini menerangkan bahwa :

N a m a : Alifa Khairani
Fakultas/Program Studi : Vokasi / Statistika Bisnis
N.R.P : 10611500000122
Alamat Rumah : Jl. Jetis Kulon VII 36 C, Surabaya
Akademi / Universitas : Institut Teknologi Sepuluh Nopember (ITS)
Telp (031) 594 3352, (031) 599 4251-55
Fax (031) 592 2940

Di berikan kesempatan menggunakan data Badan Pusat Statistik (BPS) Provinsi Jawa Timur, dengan syarat menyebut judul publikasi dan sumbernya serta tidak untuk tujuan komersil. Data ini digunakan dalam rangka menyusun Tugas Akhir / Skripsi / Thesis / Disertasi dengan judul :

"Peramalan Nilai Tukar Nelayan Jawa Timur 2018 dengan menggunakan ARIMA Box Jenkins "

Demikian surat keterangan ini dibuat dan agar dipergunakan sebagaimana mestinya

Surabaya, 18 Mei 2018

An. Kepala BPS Provinsi Jawa Timur
Kepala Bidang IPDS

Thomas Wunang Tjahjo, M.Sc, M.Eng.



Jalan Raya Kendangsari Industri No. 43 - 44, Surabaya - 60292

elp. 031 - 8439343 Fax. 031 - 8494007. Homepage: <http://jatim.bps.go.id> E-mail: bps3500@bps.go.id

Lampiran A3. Surat Keterangan Pengambilan Data



BADAN PUSAT STATISTIK
PROVINSI JAWA TIMUR



SURAT KETERANGAN

Yang bertanda tangan dibawah ini :

N a m a : Thomas Wunang Tjahjo, M.Sc, M.Eng.
N I P : 19700329 1992 11 1 001
Jabatan : Kepala Bidang Integrasi Pengolahan dan
Diseminasi Statistik

Dengan ini menerangkan bahwa :

N a m a : Alifa Khairani
Fakultas/Program Studi : Vokasi / Statistika Bisnis
N.R.P : 10611500000122
Alamat Rumah : Jl. Jetis Kulon VII 36 C, Surabaya
Akademi / Universitas : Institut Teknologi Sepuluh Nopember (ITS)
Telp (031) 594 3352, (031) 599 4251-55
Fax (031) 592 2940

Di berikan kesempatan menggunakan data Badan Pusat Statistik (BPS) Provinsi Jawa Timur, dengan syarat menyebut judul publikasi dan sumbernya serta tidak untuk tujuan komersil. Data ini digunakan dalam rangka menyusun Tugas Akhir / Skripsi / Thesis / Disertasi dengan judul :

"Peramalan Nilai Tukar Nelayan Jawa Timur 2018 dengan menggunakan ARIMA Box Jenkins "

Demikian surat keterangan ini dibuat dan agar dipergunakan sebagaimana mestinya

Surabaya, 18 Mei 2018

An. Kepala BPS Provinsi Jawa Timur
Kepala Bidang IPDS

Thomas Wunang Tjahjo, M.Sc, M.Eng.



Lampiran B1. *Output Autocorrelation Function Sebelum Differencing*

Autocorrelation Function: Xt			
Lag	ACF	T	LBQ
1	0.890961	6.90	50.05
2	0.771851	3.72	88.26
3	0.680556	2.71	118.49
4	0.585058	2.09	141.23
5	0.504570	1.68	158.45
6	0.420312	1.34	170.62
7	0.342715	1.06	178.86
8	0.292494	0.89	184.98
9	0.260844	0.78	189.94
10	0.242849	0.72	194.33
11	0.236235	0.70	198.57
12	0.247594	0.72	203.32
13	0.252313	0.73	208.36
14	0.217268	0.62	212.17
15	0.173922	0.50	214.68
16	0.134836	0.38	216.21
17	0.107083	0.30	217.20
18	0.080928	0.23	217.78
19	0.061709	0.17	218.13
20	0.058328	0.16	218.45
21	0.054226	0.15	218.73
22	0.044129	0.12	218.92
23	0.027683	0.08	218.99
24	0.016033	0.05	219.02
25	0.037418	0.11	219.17
26	0.034696	0.10	219.30
27	-0.020595	-0.06	219.35
28	-0.067422	-0.19	219.88
29	-0.118413	-0.33	221.56
30	-0.158826	-0.45	224.69
31	-0.173693	-0.49	228.56
32	-0.181126	-0.51	232.92
33	-0.182714	-0.51	237.52
34	-0.172195	-0.48	241.76
35	-0.192276	-0.53	247.26
36	-0.213685	-0.59	254.34

**Lampiran B2. *Output Autocorrelation Function* Sebelum
Differencing (Lanjutan)**

37	-0.206775	-0.56	261.25
38	-0.194922	-0.53	267.68
39	-0.193753	-0.52	274.33
40	-0.204454	-0.55	282.10
41	-0.229453	-0.61	292.41
42	-0.247410	-0.66	305.06
43	-0.257027	-0.68	319.52
44	-0.266673	-0.70	336.05
45	-0.274776	-0.72	354.78
46	-0.283610	-0.73	376.15
47	-0.299440	-0.77	401.81
48	-0.333783	-0.85	436.34
49	-0.348734	-0.87	477.47
50	-0.348257	-0.86	522.59
51	-0.342396	-0.84	571.05
52	-0.339110	-0.82	624.52
53	-0.323552	-0.77	680.15
54	-0.295959	-0.70	734.46
55	-0.258433	-0.61	784.15
56	-0.214829	-0.50	827.07
57	-0.159856	-0.37	858.76
58	-0.114430	-0.27	883.11
59	-0.058037	-0.13	895.64

Lampiran B3. *Output Autocorrelation Function Setelah Differencing*

Autocorrelation Function: diff

Lag	ACF	T	LBQ
1	0.170781	1.31	1.81
2	-0.256678	-1.92	5.97
3	-0.125377	-0.88	6.98
4	-0.070903	-0.49	7.31
5	0.040712	0.28	7.42
6	0.047450	0.33	7.57
7	-0.151583	-1.05	9.16
8	-0.063303	-0.43	9.45
9	-0.109793	-0.74	10.31
10	-0.168009	-1.12	12.39
11	0.023535	0.15	12.43
12	0.315253	2.07	20.04
13	0.207070	1.27	23.39
14	0.001054	0.01	23.39
15	-0.070714	-0.42	23.80
16	-0.172673	-1.03	26.30
17	-0.048455	-0.28	26.50
18	0.058318	0.34	26.80
19	0.002617	0.02	26.80
20	-0.056422	-0.33	27.09
21	-0.120317	-0.70	28.46
22	-0.129748	-0.75	30.10
23	0.090213	0.52	30.91
24	0.026118	0.15	30.98
25	0.124879	0.71	32.63
26	0.097796	0.55	33.68
27	-0.069686	-0.39	34.22
28	-0.036429	-0.20	34.38
29	0.029526	0.16	34.48
30	0.001093	0.01	34.48
31	0.030481	0.17	34.60
32	-0.065078	-0.36	35.17
33	-0.074283	-0.41	35.93
34	-0.000595	-0.00	35.93
35	-0.014325	-0.08	35.96

Lampiran B4. *Output Autocorrelation Function Setelah Differencing (Lanjutan)*

36	0.002139	0.01	35.96
37	0.088274	0.49	37.24
38	0.008473	0.05	37.25
39	-0.056268	-0.31	37.82
40	-0.029257	-0.16	37.98
41	0.021002	0.12	38.07
42	0.015292	0.08	38.12
43	0.017227	0.10	38.19
44	0.005451	0.03	38.19
45	-0.033904	-0.19	38.49
46	0.019040	0.10	38.59
47	0.013895	0.08	38.65
48	0.013302	0.07	38.70
49	0.017916	0.10	38.82
50	-0.028197	-0.16	39.14
51	-0.012991	-0.07	39.21
52	-0.014128	-0.08	39.32
53	-0.016990	-0.09	39.49
54	0.020283	0.11	39.79
55	-0.009998	-0.06	39.88
56	0.006810	0.04	39.93
57	0.002658	0.01	39.94
58	-0.012553	-0.07	40.51

Lampiran C1. *Output Partial Autocorrelation Function Setelah Differencing*

Partial Autocorrelation Function: diff

Lag	PACF	T
1	0.170781	1.31
2	-0.294432	-2.26
3	-0.020697	-0.16
4	-0.129546	-1.00
5	0.044381	0.34
6	-0.028969	-0.22
7	-0.169804	-1.30
8	0.005697	0.04
9	-0.217040	-1.67
10	-0.171353	-1.32
11	-0.053572	-0.41
12	0.234161	1.80
13	0.085612	0.66
14	0.058675	0.45
15	0.048180	0.37
16	-0.178642	-1.37
17	-0.061076	-0.47
18	-0.084942	-0.65
19	0.019391	0.15
20	-0.049574	-0.38
21	-0.033609	-0.26
22	-0.017438	-0.13
23	0.067770	0.52
24	-0.198769	-1.53
25	0.081169	0.62
26	-0.081809	-0.63
27	-0.076196	-0.59
28	0.063167	0.49
29	0.041871	0.32
30	0.039455	0.30
31	-0.051700	-0.40
32	-0.040910	-0.31
33	-0.030431	-0.23
34	0.004561	0.04
35	-0.058185	-0.45

Lampiran C2. Output Partial Autocorrelation Function Setelah Differencing (Lanjutan)

36	0.057727	0.44
37	0.029342	0.23
38	-0.100175	-0.77
39	0.012655	0.10
40	-0.109054	-0.84
41	-0.007125	-0.05
42	-0.084834	-0.65
43	0.019915	0.15
44	0.052541	0.40
45	0.003693	0.03
46	0.035305	0.27
47	0.036926	0.28
48	-0.048401	-0.37
49	-0.076540	-0.59
50	0.007594	0.06
51	-0.005354	-0.04
52	-0.002479	-0.02
53	0.035559	0.27
54	0.013107	0.10
55	-0.034769	-0.27
56	-0.042194	-0.32
57	-0.042754	-0.33
58	-0.014075	-0.11

Lampiran D1. *Syntax* Model ARIMA ([2],1,0)

```

Datantn;
input z;
datalines;
98.91
98.13
98.91
98.52
99.26
99.9
100.49
100.54
100.96
99.69
100.66
101.53
.
.
.
108.3
107.61
109.19
110.72
112.68
113.93
113.92
114.91
113.9
114.49
115.99
;
procarima data=ntn;
identifyvar=z(1);
estimate p=(2) q=(0) method=clsnoconstant;
forecast lead=12 out=out2;
run;
procunivariate data=out2 normal;
var residual;
run;

```

Lampiran D2. *Syntax* Model ARIMA ([2],1,[12])

```
Datantn;  
input z;  
datalines;  
98.91  
98.13  
98.91  
98.52  
99.26  
99.9  
100.49  
100.54  
100.96  
99.69  
100.66  
101.53  
.  
.  
.  
108.3  
107.61  
109.19  
110.72  
112.68  
113.93  
113.92  
114.91  
113.9  
114.49  
115.99  
;  
procarima data=ntn;  
identifyvar=z(1);  
estimate p=(2) q=(12) method=clsnoconstant;  
forecast lead=12 out=out2;  
run;  
procunivariate data=out2 normal;  
var residual;  
run;
```

Lampiran D3. *Syntax* Model ARIMA (0,1, [12])

```

Datantn;
input z;
datalines;
98.91
98.13
98.91
98.52
99.26
99.9
100.49
100.54
100.96
99.69
100.66
101.53
.
.
.
108.3
107.61
109.19
110.72
112.68
113.93
113.92
114.91
113.9
114.49
115.99
;
procarima data=ntn;
identifyvar=z(1);
estimate p=(0) q=(12) method=clsnoconstant;
forecast lead=12 out=out2;
run;
procunivariate data=out2 normal;
var residual;
run;

```

Lampiran E1. Output Model ARIMA ([2],1,0)

Conditional Least Squares Estimation									
Standard Parameter	Approx Estimate		Error	t Value	Pr > t	Lag			
AR1,1	-0.20853		0.13006	-1.60	0.1143	2			
Autocorrelation Check of Residuals									
To Lag	Chi- Square	DF	Pr > ChiSq	-----Autocorrelations-----					
6	4.69	5	0.4547	0.253	-0.014	-0.020	-0.052	0.042	0.074
12	15.41	11	0.1643	-0.128	-0.054	-0.106	-0.088	0.078	0.314
18	21.88	17	0.1893	0.237	0.071	-0.002	-0.130	-0.027	0.045
24	25.50	23	0.3248	-0.010	-0.047	-0.069	-0.095	0.136	0.046
Tests for Normality									
Test	--Statistic--		-----p Value-----						
Shapiro-Wilk	W	0.925831	Pr < W	0.0015					
Kolmogorov-Smirnov	D	0.126675	Pr > D	0.0192					
Cramer-von Mises	W-Sq	0.139193	Pr > W-Sq	0.0337					
Anderson-Darling	A-Sq	0.854542	Pr > A-Sq	0.0265					

Lampiran E2. Output Model ARIMA ([2],1,[12])

Conditional Least Squares Estimation									
Parameter	Estimate		Standard Error	Approx t Value	Pr > t		Lag		
MA1,1	-0.42176		0.14401	-2.93	0.0049		12		
AR1,1	-0.22148		0.13199	-1.68	0.0988		2		
Autocorrelation Check of Residuals									
To Lag	Chi-Square	DF	Pr > ChiSq	-----Autocorrelations-----					
6	5.09	4	0.2784	0.220	0.005	0.010	0.038	0.165	0.051
12	7.52	10	0.6759	-0.171	-0.038	-0.055	-0.005	-0.027	0.017
18	12.63	16	0.6993	0.158	0.058	0.044	-0.157	-0.081	0.036
24	16.82	22	0.7733	0.076	0.009	-0.031	-0.075	0.169	0.038
Tests for Normality									
	Test			--Statistic--		-----p Value-----			
	Shapiro-Wilk		W	0.923445		Pr < W	0.0012		
	Kolmogorov-Smirnov		D	0.124338		Pr > D	0.0226		
	Cramer-von Mises		W-Sq	0.156304		Pr > W-Sq	0.0202		
	Anderson-Darling		A-Sq	0.955556		Pr > A-Sq	0.0162		

Lampiran E3. Output Model ARIMA (0,1, [12])

Conditional Least Squares Estimation									
Parameter	Estimate		Standard Error	t Value	Pr > t	Approx Lag			
MA1,1	-0.40444		0.13961	-2.90	0.0053	12			
Autocorrelation Check of Residuals									
To Lag	Chi-Square	DF	Pr > ChiSq	-----Autocorrelations-----					
6	8.36	5	0.1373	0.179	-0.211	-0.071	0.061	0.207	0.046
12	11.23	11	0.4243	-0.191	-0.037	0.006	0.007	-0.053	0.016
18	17.43	17	0.4257	0.152	0.082	0.032	-0.173	-0.104	0.063
24	22.16	23	0.5104	0.107	0.017	-0.082	-0.085	0.149	0.033
Tests for Normality									
Test			--Statistic--		----p Value----				
Shapiro-Wilk			W	0.938813	Pr < W	0.0053			
Kolmogorov-Smirnov			D	0.120618	Pr > D	0.0318			
Cramer-von Mises			W-Sq	0.164963	Pr > W-Sq	0.0158			
Anderson-Darling			A-Sq	0.951492	Pr > A-Sq	0.0166			

Lampiran F1. Perhitungan Manual Berdistribusi Normal ARIMA (0,1,[12])

e_t	F	F_k	S(et)	z	$F_0(et)$	D
-4,478	1	1	0,017	-3,784	0,000	0,017
-2,509	1	2	0,034	-2,210	0,014	0,020
-2,479	1	3	0,051	-2,186	0,014	0,036
-1,746	1	4	0,068	-1,600	0,055	0,013
-1,27	1	5	0,085	-1,219	0,111	0,027
-1,238	1	6	0,102	-1,194	0,116	0,015
-1,165	1	7	0,119	-1,135	0,128	0,009
-1,085	1	8	0,136	-1,072	0,142	0,006
-1,061	1	9	0,153	-1,053	0,146	0,006
-0,78	1	10	0,169	-0,828	0,204	0,034
-0,733	1	11	0,186	-0,790	0,215	0,028
-0,566	1	12	0,203	-0,657	0,256	0,052

Lampiran F2. Perhitungan Manual Berdistribusi Normal
ARIMA (0,1,[12])(Lanjutan)

e_t	F	F_k	$S(et)$	Z	$F_0(et)$	D
-0,39	1	13	0,220	-0,516	0,303	0,083
-0,257	1	14	0,237	-0,410	0,341	0,104
-0,212	1	15	0,254	-0,374	0,354	0,100
-0,155	1	16	0,271	-0,329	0,371	0,100
-0,152	1	17	0,288	-0,326	0,372	0,084
-0,070	1	18	0,305	-0,260	0,397	0,092
-0,067	1	19	0,322	-0,258	0,398	0,076
0,005	1	20	0,339	-0,200	0,421	0,082
0,016	1	21	0,356	-0,191	0,424	0,068
0,05	1	22	0,373	-0,164	0,435	0,062
0,072	1	23	0,390	-0,147	0,442	0,052
0,127	1	24	0,407	-0,103	0,459	0,052
0,148	1	25	0,424	-0,086	0,466	0,042
0,185	1	26	0,441	-0,056	0,477	0,037
0,281	1	27	0,458	0,021	0,508	0,051
0,379	1	28	0,475	0,099	0,539	0,065
0,42	1	29	0,492	0,131	0,552	0,061
0,441	1	30	0,508	0,148	0,559	0,050
0,461	1	31	0,525	0,164	0,565	0,040
0,468	1	32	0,542	0,170	0,567	0,025
0,544	1	33	0,559	0,230	0,591	0,032
0,59	1	34	0,576	0,267	0,605	0,029
0,600	1	35	0,593	0,275	0,608	0,015
0,608	1	36	0,610	0,282	0,611	0,001
0,611	1	37	0,627	0,284	0,612	0,015
0,64	1	38	0,644	0,307	0,621	0,023
0,641	1	39	0,661	0,308	0,621	0,040
0,74	1	40	0,678	0,387	0,651	0,027
0,78	1	41	0,695	0,419	0,662	0,033

**Lampiran F3. Perhitungan Manual Berdistribusi Normal
ARIMA (0,1,[12])(Lanjutan)**

e_t	F	F_k	S(et)	z	$F_0(et)$	D
0,786	1	42	0,712	0,424	0,664	0,048
0,813	1	43	0,729	0,445	0,672	0,057
0,87	1	44	0,746	0,491	0,688	0,057
0,97	1	45	0,763	0,571	0,716	0,047
1,001	1	46	0,780	0,596	0,724	0,055
1,031	1	47	0,797	0,619	0,732	0,065
1,143	1	48	0,814	0,709	0,761	0,053
1,201	1	49	0,831	0,756	0,775	0,055
1,286	1	50	0,847	0,824	0,795	0,053
1,508	1	51	0,864	1,001	0,842	0,023
1,668	1	52	0,881	1,129	0,871	0,011
1,71	1	53	0,898	1,162	0,877	0,021
1,723	1	54	0,915	1,176	0,880	0,035
1,796	1	55	0,932	1,231	0,891	0,041
1,939	1	56	0,949	1,345	0,911	0,038
2,021	1	57	0,966	1,411	0,921	0,045
2,081	1	58	0,983	1,458	0,928	0,055
3,144	1	59	1,000	2,308	0,990	0,010

Statistik	
N	59
Rata-Rata	0,2557
Standart Deviasi	1,251
D	0,104
$D_{0,95;59}$	0,177
Normal	

Lampiran G1. Perhitungan ManualRMSEARIMA (0,1,[12])

X_t	X_t^*	$(X_t - X_t^*)$	$(X_t - X_t^*)^2$
117,18	116,05	1,130	1,277
118,59	116,7486	1,841	3,391
118,79	116,7551	2,035	4,141
118,25	117,5966	0,653	0,427
119,12	118,0824	1,038	1,077
121,31	118,5446	2,765	7,648
123,23	118,9612	4,269	18,223
128,81	119,1477	9,662	93,361
123,81	119,6679	4,142	17,157
125,85	119,2387	6,611	43,709
125,75	119,3136	6,436	41,427
125,19	120,0977	5,092	25,931
Total			257,766
MSE			21,481
RMSE			4,635

Lampiran G2. Perhitungan Manual MAPE ARIMA (0,1,[12])

X_t	X_t^*	$ X_t - X_t^* $	$\frac{1}{2}(X_t + X_t^*)$	$\frac{ X_t - X_t^* }{\frac{1}{2}(X_t + X_t^*)}$
117,18	116,05	1,130	116,615	0,010
118,59	116,7486	1,841	117,669	0,016
118,79	116,7551	2,035	117,773	0,017
118,25	117,5966	0,653	117,923	0,006
119,12	118,0824	1,038	118,601	0,009

Lampiran G3.Perhitungan Manual MAPE ARIMA (0,1,[12])
(Lanjutan)

X_t	X_t^*	$ X_t - X_t^* $	$\frac{1}{2}(X_t + X_t^*)$	$\frac{ X_t - X_t^* }{\frac{1}{2}(X_t + X_t^*)}$
121,31	118,5446	2,765	119,927	0,023
123,23	118,9612	4,269	121,096	0,035
128,81	119,1477	9,662	123,979	0,078
123,81	119,6679	4,142	121,739	0,034
125,85	119,2387	6,611	122,544	0,054
125,75	119,3136	6,436	122,532	0,053
125,19	116,05	5,092	122,644	0,042
Total				0,375
SMAPE				3,126

BIODATA PENULIS



Penulis bernama lengkap Alifa Khairani yang biasa dipanggil Rani, lahir pada tanggal 8 Oktober 1996 di Kota Surabaya sebagai anak tunggal dari pasangan Bapak Irzal Arifin dan Ibu Darwati Idrus. Penulis bertempat tinggal di Surabaya dan telah menempuh pendidikan formal yang dimulai dari TK. Idhata UNESA (Tahun 2001-2003), SD. Laboratorium UNESA (Tahun 2003-2009), SMP Negeri 36 Surabaya (Tahun 2009-2012), dan SMA Kemala Bhayangkari 1 Surabaya (Tahun 2012-2015). Setelah lulus dari SMA, penulis melanjutkan studinya di Departemen Statistika Bisnis Fakultas Vokasi ITS angkatan 2015 yang merupakan keluarga besar “*Heroes*” dengan nomor sigma $\sigma_{02.007}^2$. Penulis yang memiliki motto “*If you can’t be the first, be the best*” ini, selama perkuliahan pernah mengikuti kegiatan kepanitiaan yaitu, Panitia Gerigi ITS 2016, PPU BEM FMIPA 2016, Sie Acara CERITA PRS Statistika, dll. Perkuliahan pada akhir semester-4, penulis mendapatkan kesempatan pengalaman Kerja Praktek di PT. PAL Indonesia Tbk, Jalan Ujung Surabaya, Jawa Timur. Segala kritik dan saran akan diterima oleh penulis untuk perbaikan ke depannya. Jika ada keperluan atau ingin berdiskusi dengan penulis dapat dihubungi melalui *e-mail* khairani201@gmail.com atau melalui telepon 081776643509

